



TITLE:

地域頻度解析の有効性評価と地球
温暖化に伴う将来変化予測への応
用に関する研究(Dissertation_全文
)

AUTHOR(S):

石原, 幸司

CITATION:

石原, 幸司. 地域頻度解析の有効性評価と地球温暖化に伴う将来変化予
測への応用に関する研究. 京都大学, 2012, 博士(工学)

ISSUE DATE:

2012-03-26

URL:

<https://doi.org/10.14989/doctor.r12646>

RIGHT:

地域頻度解析の有効性評価と地球温暖化に伴う将来変化予測への応用に関する研究

石原幸司

目 次

1	序論	1
1.1	気象防災と水文統計	1
1.2	地球温暖化と極端な気象現象の変化	10
1.3	本論文での取組み	13
	参考文献	16
2	気象官署での確率降水量評価	19
2.1	はじめに	19
2.2	基礎理論	20
2.2.1	確率降水量と再現期間	20
2.2.2	プロットイングポジション公式	21
2.2.3	L -moments (L積率)	22
2.2.4	極値分布形を用いるパラメトリック手法	25
2.3	気象官署データ	29
2.4	気象官署での確率降水量評価	35
2.4.1	パラメトリック手法の適用	35
2.4.2	Cunnane公式の適用	38
2.4.3	リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法の適用	41
2.5	手法間の違いについての考察	45
	参考文献	48
3	地域頻度解析の概要とその有効性評価	49
3.1	はじめに	49
3.2	アメダスデータ	50
3.2.1	概要	50
3.2.2	気象官署とアメダス地点	53
3.3	アメダスデータへの地域頻度解析の適用	55
3.3.1	地域頻度解析の概要	55
3.3.2	アメダスデータへの適用結果	60
3.4	地域頻度解析の有効性評価	68
3.4.1	パラメトリック手法を適用した結果との比較	68
3.4.2	51アメダス地点における100年確率日降水量の比較	75
3.5	まとめ	80
	参考文献	81
4	地域頻度解析による地球温暖化に伴う確率降水量の将来変化評価	82
4.1	はじめに	82
4.2	温暖化実験の概要	83
4.2.1	地域気候モデル(MRFRCM20)の概要	83
4.2.2	温室効果ガス排出シナリオの概要	84
4.2.3	予測実験の方法	85

4.2.4	地域別の再現性の評価	86
4.2.5	全国的な予測結果	89
4.3	鹿児島県を対象とした確率降水量の将来変化評価	92
4.3.1	用いたデータ	92
4.3.2	地域頻度解析の適用手法	94
4.3.3	適用結果	96
4.4	確率降水量の将来変化の不確実性評価	99
4.4.1	はじめに	99
4.4.2	手法	99
4.4.3	結果	100
4.5	まとめ	105
	参考文献	106
5	結論	108
	あとがき	110
	参考文献	113
	謝辞	114
	Appendix A パラメトリック手法で用いられる極値分布形	116
	Appendix B 地域頻度解析で用いられる極値分布形	126
	参考文献	139

1 序論

1.1 気象防災と水文統計

我が国では、台風や低気圧、前線などによる大雨、大雪、暴風、高波、高潮などによって毎年のように風水害、土砂災害などが発生している。2009 年と 2010 年の過去 2 年間に限っても、表 1.1 のとおり、短期間における大雨や暴風によって 5 件もの甚大な気象災害が生じている。

表 1.1 2009 年、2010 年に災害をもたらした気象事例

気象庁ホームページを参考に作成。

(<http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/data/bosai/report/index.html>)

現象	期間	被害
「平成 21 年 7 月中国・九州北部豪雨」	2009 年 7 月 19 日～7 月 26 日	九州北部・中国・四国地方などで大雨
熱帯低気圧・台風第 9 号による大雨	2009 年 8 月 8 日～8 月 11 日	九州から東北地方の広い範囲で大雨
台風第 18 号による暴風・大雨	2009 年 10 月 6 日～10 月 9 日	沖縄地方から北海道の広い範囲で暴風・大雨
梅雨前線による大雨	2010 年 7 月 10 日～7 月 16 日	西日本から東日本にかけて大雨
前線による大雨	2010 年 10 月 18 日～10 月 21 日	奄美地方で大雨

このうち、「平成 21 年 7 月中国・九州北部豪雨」と気象庁によって命名された大雨災害では、活発な梅雨前線の活動によって、山口県防府市防府で 2009 年 7 月 19 日からの 3 日間雨量が 332.0mm、福岡県太宰府市太宰府で 2009 年 7 月 24 日からの 3 日間雨量が 618.0mm に達する大雨となり（図 1.1）、広島県、山口県、福岡県、佐賀県、長崎県において死者・行方不明者が 30 名となったほか、山口県、福岡県をはじめ、九州北部、中国、四国地方で住家の浸水が約 9,000 棟となるなど各地で浸水害や土砂災害が発生した（図 1.1 とともに、気象庁ホームページ

http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/data/bosai/report/new/jyun_sokuji20090719-26.pdfを参照）。

期間降水量分布図（アメダス：7月19日～26日）

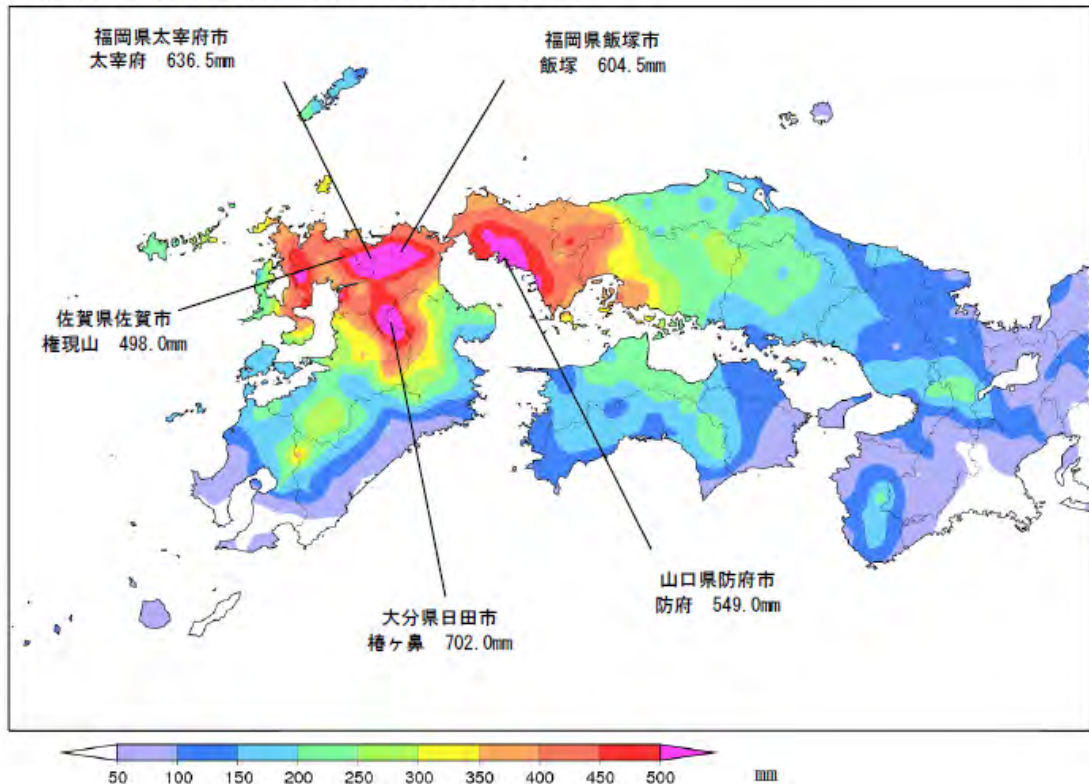


図 1.1 2009 年 7 月 19 日から 26 日までの期間降水量分布（単位：mm）

また、2010 年 10 月 18 日から 21 日にかけては、前線が奄美地方に停滞したことにより、鹿児島県奄美市名瀬では 10 月 20 日の日降水量が 622.0mm（図 1.2）と、1896 年の観測開始以来最大を記録した。これにより、奄美地方では 3 名が亡くなるとともに家屋の浸水や土砂災害が多数発生した。した。 （図 1.2 とともに、気象庁ホームページ http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/data/bosai/report/new/jyun_sokuji20101018-21.pdf を参照）。

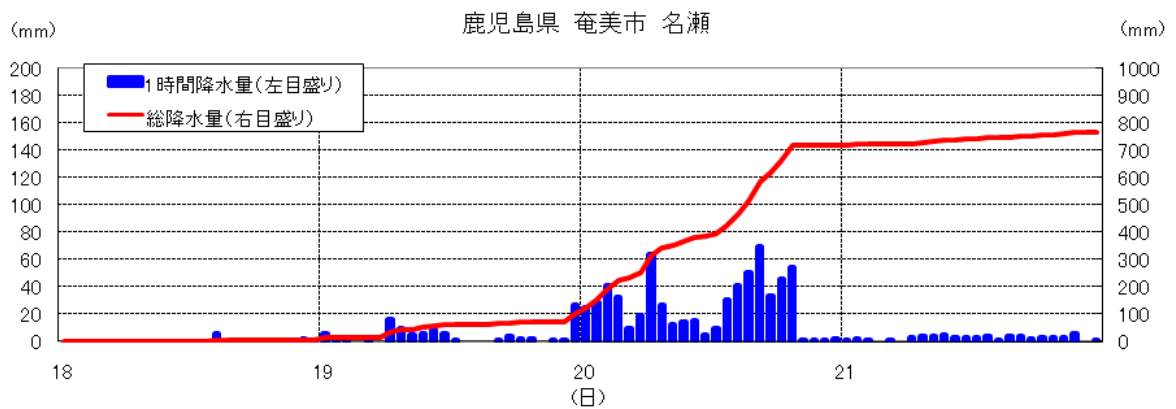


図 1.2 2010 年 10 月 18 日から 21 日までの名瀬での降水量時系列

このような気象災害を未然に防ぐために、気象庁では、大雨によって災害が起こるおそれのあるときに「大雨注意報」を、重大な災害が起こるおそれのあるときに「大雨警報」を発表して、市町村や報道機関を通じて地域住民へ伝えている。また、24時間から2～3日先に災害に結びつくような激しい現象が発生する可能性のあるときには、警報や注意報に先立って注意を呼びかけるために、また、警報や注意報の内容を補完して現象の経過や予想、防災上の注意点を解説するために「大雨に関する気象情報」も発表することがある。

さらに、河川の増水やはん濫などに対する水防活動のため、洪水注意報や洪水警報を発表するとともに、あらかじめ指定した河川については区間を決めて水位または流量を示した洪水の予報を行っている。また、数年に一度しか起こらないような記録的な短時間の大雨を観測したときには、現在の降雨がその地域にとって災害の発生につながるような稀にしか観測しない降水量であることを知らせるために「記録的短時間大雨情報」を発表しているほか、大雨による土砂災害発生危険度が高まったとき、市町村長が避難勧告等を発令する際の判断や住民の自主避難の参考となるよう、都道府県と気象庁が共同で「土砂災害警戒情報」を発表している（図 1.3）。

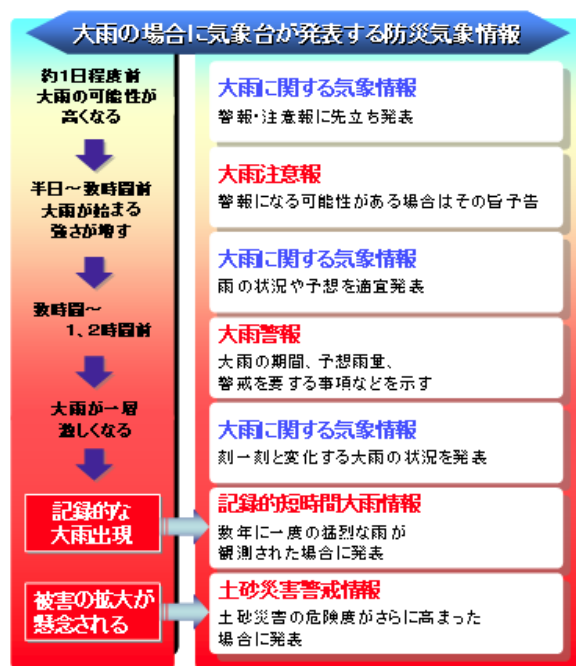


図 1.3 気象庁が提供する防災気象情報の種類

気象庁ホームページより引用。

<http://www.jma.go.jp/jma/kishou/known/bosai/index.html>

気象庁では、このような洪水や降水量の統計的な傾向把握や予測を行うために、古くから調査を行っている。

正務（1954）は、長野県を流れる犀川上流の洪水頻度や、その松本での降水量との統計的な関係性を調査するとともに、正務・草間（1955a）では、Thiessen 法（Thiessen, 1911）を用いた最大可能地域雨量との関係性を調査している。また、正務・草間（1955b）では、松本での 50 年以上にわたる 1 時間、4 時間、8 時間、12 時間、24 時間、48 時

間降水量データ（1 時間降水量は 18 年間）に対して、菊池原（1959）では、「正務法」と命名された立方根正規確率紙へのプロットングを利用した手法を適用することで、最長で 2000 年の再現期間に対応する確率降水量を算出している。この手法は、小林・大島（1956）にて松山の確率降水量を求める際にも引用されているほか、正務・待井（1956）でも無降水継続日数の確率値の評価に用いられている。

この頃には、さまざまな気象官署や研究者がそれぞれ異なった方法を用いて確率降水量の算出を行っていたこともあり、気象庁統計課（1958）は推定方法の統一化を図った。この中では、1950 年までに統計年数が 40 年以上となっている気象官署データについて、Hazen 公式（Hazen, 1914）を用いて確率降水量とするが、再現期間は資料年数を超えない範囲にとどめることなどを取りまとめている。その後、この統一手法を用いて、例えば、西口（1959）は大阪の確率降水量を算定している。

その後、菊池原は、Hazen 公式を方対数方眼紙にプロットした後に分布の不規則をならして曲線を描き（実測点から 6% 以上離れない）、さらに、上位値を重視した見積もりと、下位値も含めた全体を重視した見積もりとの差が大きい場合は再現期待値を求めないという「菊池原の方法」を考案した。この菊池原の手法を用いて、大阪管区气象台（1974）は、大阪管内の 2 府 12 県における气象台、測候所、区内観測所のデータから日降水量、1 時間降水量の確率値の分布図を作成している（図 1.4）。

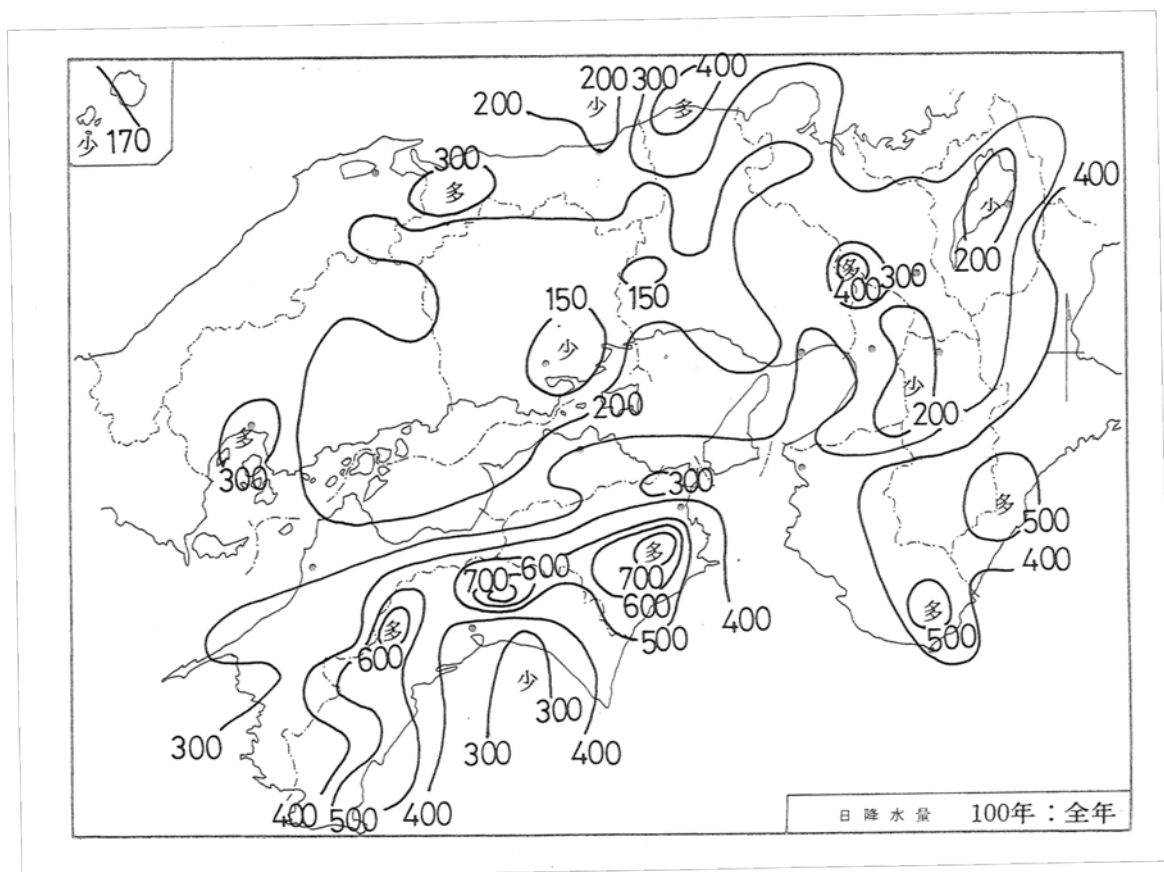


図 1.4 大阪管内における 100 年確率日降水量分布
大阪管区气象台（1974）より引用。

また、平年値¹が 1961～1990 年平均値へと更新された後に発刊された「日本気候図 1990 年版」（気象庁，1993）では、全国の気象官署データを用いた気温や降水量の平年値分布図に加え、30 年確率日降水量の分布図も掲載している（図 1.5 参照）。

なお、ここでは、後述の (2.6) 式において $\alpha = 0.31$ としたときである以下の Jenkinson の式を用いている。

$$T_i = \frac{N + 0.38}{i - 0.31} \quad (1.1)$$

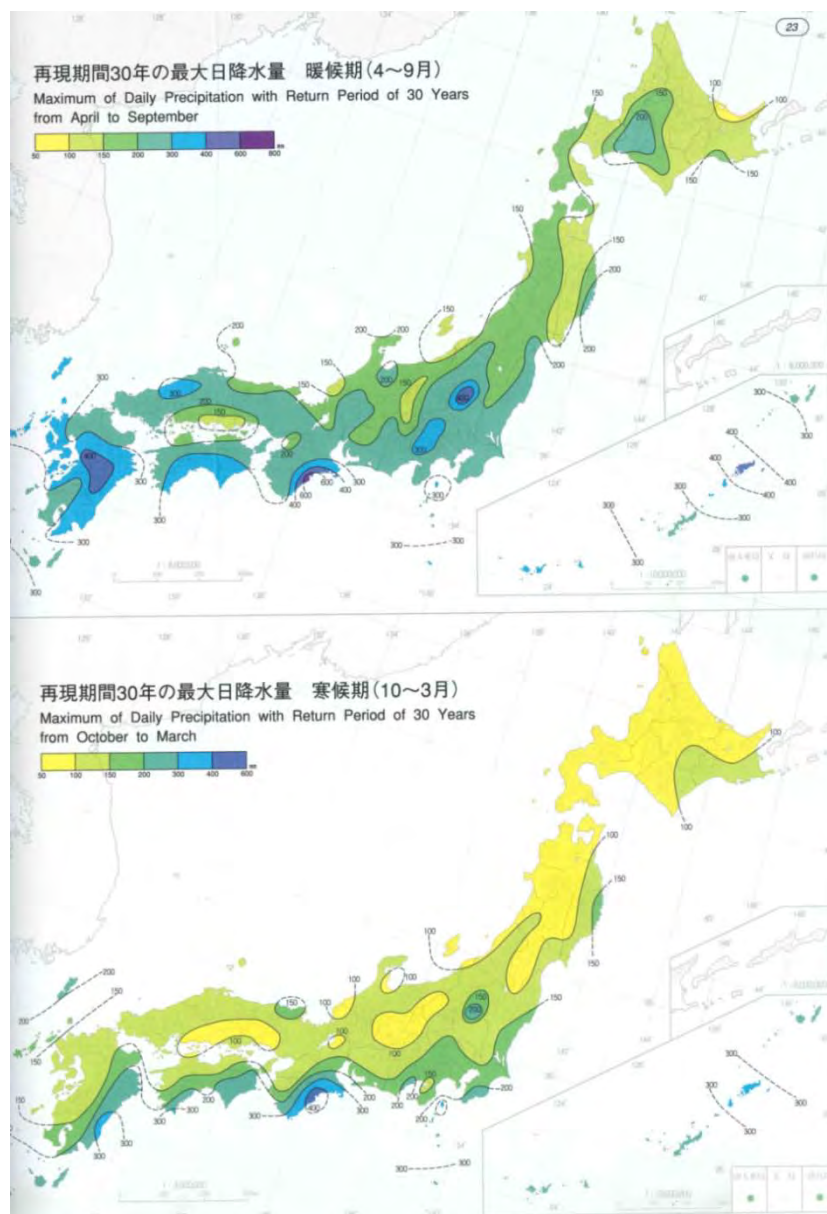


図 1.5 再現期間 30 年の最大日降水量分布
「日本気候図 1990 年版」（気象庁，1993）より引用。

¹ 平年値は、その時々気象や天候を評価する基準として、連続する 30 年間について算出した累年平均値のこと。10 年ごと、西暦年の 1 位が 1 の年に更新する。2011 年 5 月 18 日からは、1981～2010 年に基づく値を使用している。

その後、地球温暖化に伴って異常気象の増加が懸念されるようになり、大雨や高温の発生頻度等に関する空間的・時間的に詳細な情報が求められていることから、気象庁は、全国各地における極端な現象の発生頻度や長期変化傾向に関する情報をわかりやすい図表形式で示した「異常気象リスクマップ」の提供を2006年から開始した（手法の詳細は小林（2006）などを参照）。図1.6は全国51気象官署（2.3参照）における1901年以降の日降水量データを用いて算出した確率降水量の分布図である。

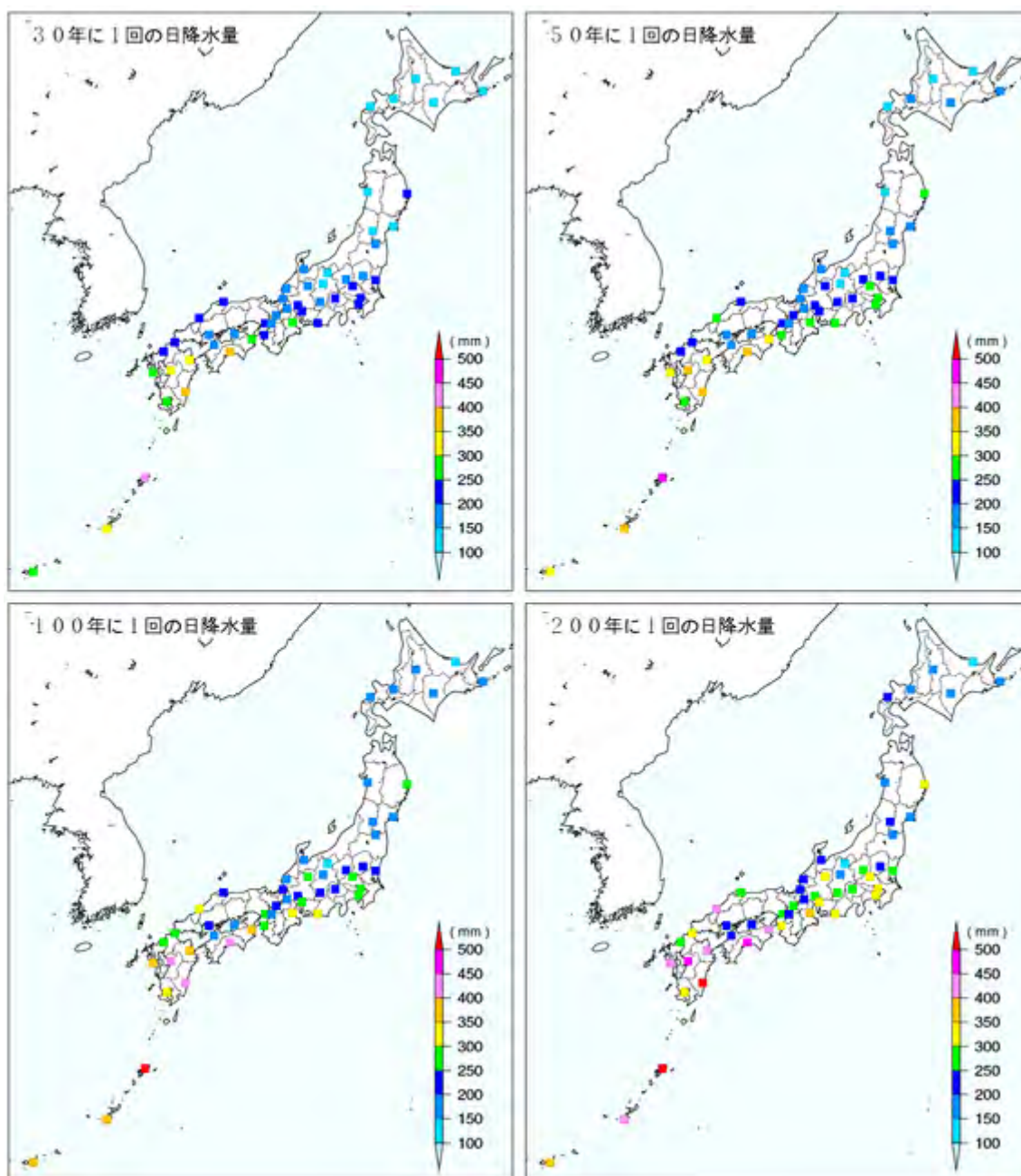


図 1.6 全国 51 気象官署における確率降水量の分布図
気象庁「異常気象リスクマップ」より引用。

<http://www.data.kishou.go.jp/climate/riskmap/index.html>

このように、気象庁は、半世紀以上にわたって防災情報を作成し、提供しているが、その一方で、職員らによる活発な研究活動も行われている。

例えば、年最大風速に関しては、斎藤ほか（1959）や菊地原（1971）がさまざまな極値統計手法の適用を試みている。また、三浦・水野（2004）では強風に関する情報を空間的にきめ細かく提供するための基礎資料とするため、観測網の密なアメダスデータ（3.2.1 参照）を用いて強風の地域的・時間的特性の把握と再現期待値の推定を行った。強風の再現期待値の推定には、パラメータ数が三つの 5 種類の分布関数の中から最適なものを選択し外挿するという方法を取り、従来広く用いられている Gumbel 分布にあてはめるよりも、データの分布への適合度が向上したほか、極値分布を表すパラメータの推定に *L-moment* 法（Hosking, 1990）を用いることによって、従来の積率法では表現不可能だった正に大きくひずんだ分布形の表現化や標本変動による推定誤差を小さくしている。

一方、降水量に関して、高橋（1967）は、モンテカルロ・シミュレーションを用いて、 N 年間の既往最大値が N 年ではなく、むしろ $2N$ 年の再現期間に対応することを示したほか、再現期間に対する推定値の誤差を見積る実験式を求めた。また、二宮（1977）は、気象官署と雨量観測所のデータを用いて、10 分間、1 時間、1 日雨量の極値の分布を調べ、時間のスケールが長くなるにつれて、地域性及び南北差が顕著になることを示し、地域性のある日雨量に関しては、観測点が多い雨量観測所データの方が大きな最大値を得られることを示している。このことは、日雨量に関しては、全国にまばらにしか存在しない気象官署のデータを用いるよりも、観測地点が多いアメダスデータを用いる方が精度良く確率降水量を求めることができると期待されることを示している（外山・水野, 2002）。

菊地原・鈴木（1982）と鈴木・菊地原（1984）は、全国の全気象官署のデータに *station-year method* を適用することによる評価を試みている。具体的には、以下のような手順で行われる。

- ① 地点ごとに、年最大日降水量を 2 年確率降水量（頻度分布のメジアンに当たる）と 10 年確率降水量によって規格化する。
- ② Hazen 公式に従って、全データを片対数紙にプロットする。
- ③ 直線部分の回帰式を求め、確率降水量を内挿して求める。

図 1.7 は鈴木・菊地原（1984）による結果を示した図で、直線の回帰式から再現期間 100 年（ $T=100$ ）に相当する y_T から各地点の降水量へと還元することによって、確率降水量を求めている。

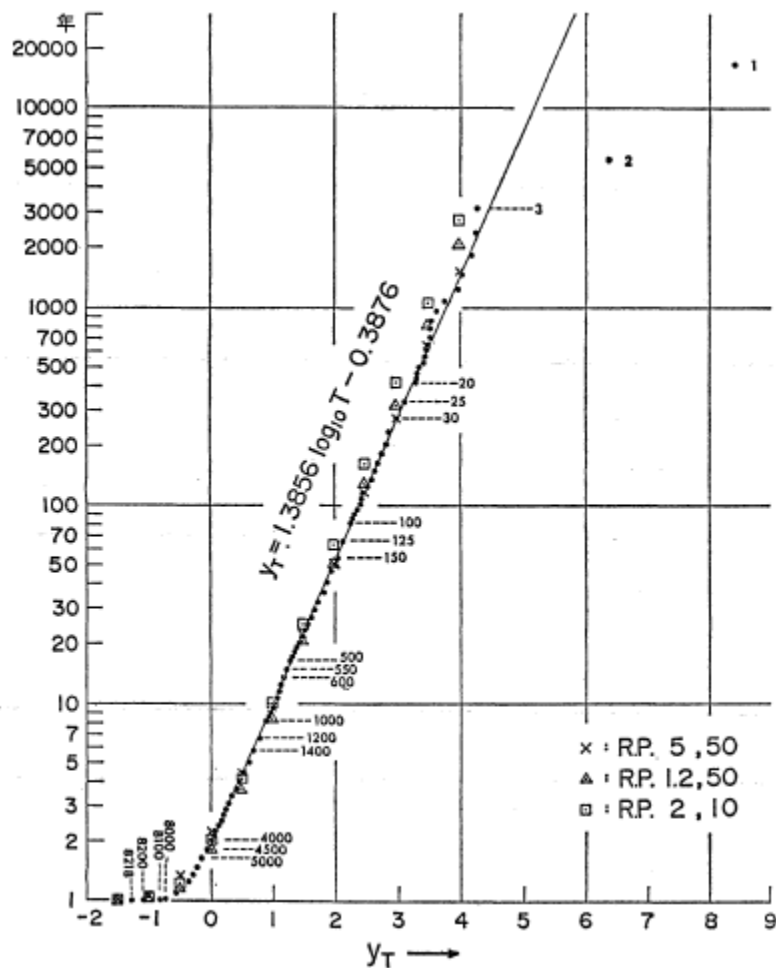


図 1.7 全地点データのプロット図

縦軸：再現期間（対数表示），横軸：規格化された降水量データ．
鈴木・菊池原（1984）より引用．

石原・仲江川（2008）では，寶（2006）にて提唱されたりサンプリングを用いたノンパラメトリック手法（2.4.3 参照）を，前述の「異常気象リスクマップ」で用いられた全国 51 気象官署における年最大日降水量データに適用し，その特性をまとめている．

さらに，外山・水野（2002）以降，地域頻度解析（Hosking and Wallis, 1997）を用いた研究がいくつか行われている．外山・水野（2002）では，地域頻度解析をアメダスデータへ適用することにより，全国アメダス地点における再現期間が最大 1000 年までの確率値を評価している．また，本論文と同様に，地域頻度解析によって求められたアメダス地点での確率降水量を，気象官署データに基づく値と比較検証しており，データ変動に対する安定性を確認している．なお，地域分けには，クラスター分析を用いることにより，日降水量については国内 49 地域，1 時間降水量については 51 地域に分割している．

大西・水野（2008）では，大雪による災害に備えるための基礎データとして，時空間密度が高いアメダス積雪深計による年最深積雪のデータに対して，*L-moment* を用いた地域頻度解析によって再現期間 5～200 年の再現期待値を推定した．そして，アメ

ダス積雪深計の統計年数は最長で 26 年であるが、この手法を用いることにより、統計年数 100 年程度のデータに対する 1 地点解析と同程度の推定精度があるということを示した。また、酢谷・水野（2009）では、気温データにも地域頻度解析を適用し、最高気温の再現期待値は良い適合を示したが、最低気温の再現期待値は適合が悪かったことを示した。この最低気温における適合の悪さの原因として、分布のひずみとトレンドによる影響が考えられている。また、酢谷・水野（2010）では、経年変化（上昇トレンド）を考慮した気温によるリスク発生の可能性・規模等の評価に資するため、トレンドモデルを用いた気温極値解析を行った。このトレンドモデルを用いることにより、気温の経年変化による母分布の非定常性を考慮し、高精度なクオンタイル、再現期待値を得ている。

一方、幾田（2007）は、東京周辺のアメダス地点データに、一般化パレート分布による閾値解析を行うことで、練馬や東京などの周囲が都市で囲まれているような地点では、近年になるに従って大雨の生起確率が上昇し再現期間が短縮していることを明らかにした。ここで、極値分布のパラメータ推定には *L-moment* 法を用いている。

その後、石原（2010）は、外山・水野（2002）と同様に地域頻度解析をアメダスデータに適用することで確率降水量を評価したが、地域分けにはクラスター分析を用いず、行政区分である都道府県別の適用を行った。これは現在の気象防災情報が行政単位で行われていることと、行政単位における地球温暖化に伴う将来変化予測に対するニーズを考慮したものである。また、地域頻度解析によって求められた 30 年確率値が理論値に近いことを示した。

藤部（2010）は、日降水量・2 日間降水量の累年 1 位値の再現期間について、統計手法としてよく使われる年極値解析に加えて閾値解析を取り上げ、両者の比較を行った。極値分布関数としては、それぞれ一般化極値分布と一般化パレート分布を採用し、これらに従う母集団から多数の擬似データを作って、データの確率変動の影響を調べている。それらの結果、再現期間の推定精度は形状パラメータ κ の求め方に大きく依存し、 κ の真値（母集団の値）が地点によってあまり異ならなければ、 κ として地点ごとに求めた値をそのまま使うよりも、多数地点の平均値を使う方が良い精度が得られることと、年極値解析と閾値解析の精度には大きな差がないことを示した。

1.2 地球温暖化と極端な気象現象の変化

2007年に気候変動に関する政府間パネル（IPCC：Intergovernmental Panel on Climate Change）が公表した「第四次評価報告書第一作業部会報告書」（IPCC，2007）によると，過去100年間（1906～2005年）における世界全体の地上気温（陸上における地表付近の気温及び海面水温の平均）は100年あたり0.74℃上昇し，気候システムの温暖化には疑う余地がないと明言している．また，この地球温暖化に伴って，20世紀後半，ほとんどの陸域で寒い日が減少し，暑い日が増加した可能性が非常に高いことと，ほとんどの地域で大雨の頻度が増加した可能性が高いこともあわせて指摘している（表1.2）．

表 1.2 極端な気象現象のうち 20 世紀後半の観測から変化傾向が見られたものの最近の傾向，その傾向に対する人間活動の影響評価及び予測

IPCC 第四次評価報告書第 1 作業部会報告書政策決定者向け要約（気象庁訳）

より引用

http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/ipcc/ar4/ipcc_ar4_wg1_spm_Jpn.pdf

現象 ^a 及び傾向	20世紀後半(主に1960年以降)に起こった可能性	観測された傾向に対する人間活動の寄与の可能性 ^b	SRESシナリオを用いた21世紀の予測に基づく傾向の継続の可能性
ほとんどの陸域で寒い日や夜の減少と昇温	可能性が非常に高い ^c	可能性が高い ^d	ほぼ確実 ^d
ほとんどの陸域で暑い日や夜の頻度の増加と昇温	可能性が非常に高い ^e	可能性が高い(夜) ^d	ほぼ確実 ^d
ほとんどの陸域で継続的な高温/熱波の頻度の増加	可能性が高い	どちらかといえば ^f	可能性が非常に高い
ほとんどの地域で大雨の頻度(もしくは総降水量に占める大雨による降水量の割合)の増加	可能性が高い	どちらかといえば ^f	可能性が非常に高い
干ばつの影響を受ける地域の増加	多くの地域で1970年代以降可能性が高い	どちらかといえば	可能性が高い
強い熱帯低気圧の活動度の増加	いくつかの地域で1970年代以降可能性が高い	どちらかといえば ^f	可能性が高い
極端な高潮位の発生の増加(津波を含まない) ^g	可能性が高い	どちらかといえば ^{f,h}	可能性が高い ⁱ

このような異常気象の増加は我が国でも懸念されており，気象庁においても前述の「異常気象リスクマップ」や「異常気象レポート 2005」（気象庁，2006），「気候変動監視レポート」などを通して，観測データから異常気象の頻度の変化を監視した結果を公表している．このうち，「気候変動監視レポート 2009」（気象庁，2010）では，日降水量 100mm の年間日数が，1901～2009 年において，有意な増加傾向にあることが示されている（図 1.8）．

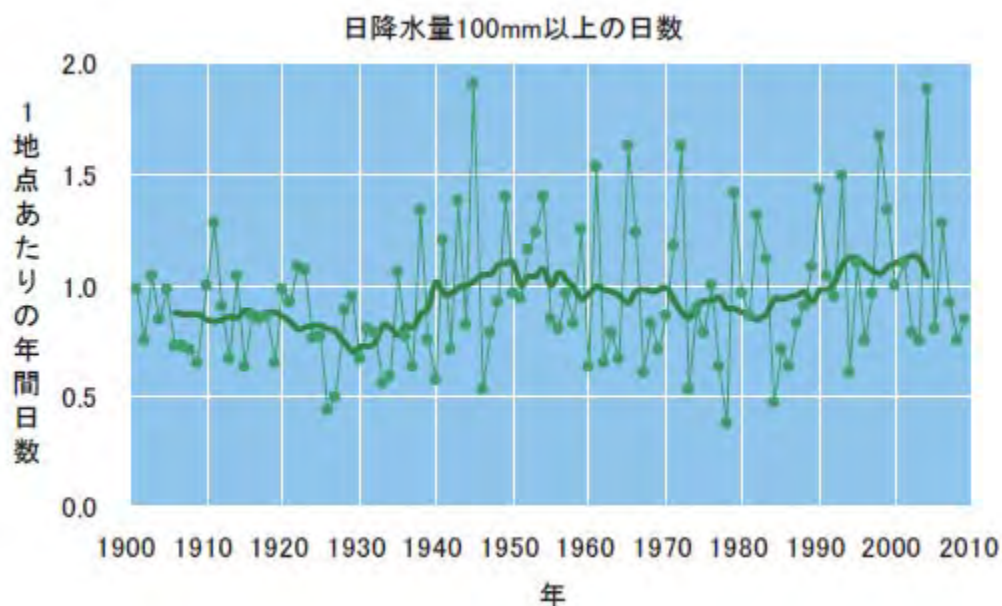


図 1.8 日降水量 100mm 以上の年間日数の経年変化

「気候変動監視レポート 2009」（気象庁，2010）より引用．

51 気象官署データ（2.3 参照）を使用し，1 地点あたりの年間日数に換算．

一方，地球温暖化のさらなる進行に伴って，極端現象がどの程度変化するのかという定量的な予測を行うためには，気候モデルを用いた温暖化予測実験が不可欠である．現在は，この気候モデルの開発などのために，

- ・ 環境省によるプロジェクトS-5「地球温暖化に係る政策支援と普及啓発のための気候変動シナリオに関する総合的研究」（平成19～23年度）
(<http://www-iam.nies.go.jp/s5/>)
- ・ 文部科学省によるプロジェクト「21世紀気候変動予測革新プログラム」（平成19～23年度）
(<http://www.jamstec.go.jp/kakushin21/jp/>)

が進められている．特に後者においては，世界最高級の性能を有するスーパーコンピュータ「地球シミュレータ」を活用することで，分解能の細かい気候モデルの開発とその気候モデルを用いての極端現象の将来変化評価が行われているところである．これらのプロジェクトなどを通して，近年，水平解像度 20km の全球気候モデルや，より細かい地域気候モデルが開発されてきており，これらの気候モデルでは複雑な日本の地形によって特徴付けられる特有の気候を再現していることが確かめられている（気象庁，2005，2008；Kurihara *et al.*，2005；Mizuta *et al.*，2006；Ishizaki and Takayabu，2009 など）．

気象庁は，気象研究所が開発した気候モデルを用いた温暖化予測実験結果を「地球温暖化予測情報」（気象庁，1996，1998，1999，2001，2003，2005，2008）として公表してきた．このうち，「地球温暖化予測情報 第6巻」（気象庁，2005）では気象研究所

が開発した水平解像度 20km の地域気候モデル MRI-RCM20 (Kurihara *et al.*, 2005) を用いた通年の予測実験結果が初めて掲載されたほか、その計算結果はそのまま影響評価研究者に「気候統一シナリオ」として提供され、さまざまな応用研究に活用されてきた (和田ほか, 2005 など)。和田ほか (2005) では、「気候統一シナリオ」における年最大日降水量の格子点値に Gumbel 分布を適用することで、100 年確率日降水量が約 100 年後に北海道から北東北、北陸、関東で 40%以上増加することを示した。このような水文統計量が地球温暖化に伴ってどの程度変化するのかという我が国での詳細な評価は、今後のインフラの整備や河川計画などにおいてきわめて重要な課題であり、以降も特に活発に研究が行われている (和田ほか, 2008 ; 小林ほか, 2008 ; 佐山ほか, 2008 ; 小林ほか, 2010 など)。

気象庁ではこれまでに、Kitajima *et al.* (2010) が、MRI-RCM20 と、「人・自然・地球共生プロジェクト」²にて気象研究所が開発した水平解像度 20km の超高解像度全球大気モデル (Mizuta *et al.*, 2006) による現在気候の再現実験結果を用いて、

- ・ ある程度広い領域を対象とすることで、気候モデルによる年極値の再現性は高くなる。
- ・ 年最大日降水量よりも、年最大 10 日間降水量を用いた方が気候モデルの再現性が高くなる。
- ・ 海面水温の変動を与えた実験の方が、年最大日降水量の年々変動が大きくなる。
- ・ 年最大日降水量の 30 年確率値の再現性は、現在気候における平均値や分散の再現性に関係している。

ことを示した。

また、Ishihara (2010a) は、前述の MRI-RCM20 の予測結果から比較的再現性の良かった鹿児島県 (奄美諸島を除く) に相当する格子点値に地域頻度解析 (第 3 章を参照) を適用することで、約 100 年後における 30 年確率日降水量の変化率を評価したほか、Kitajima *et al.* (2010) と同様に、確率降水量の信頼性が現在気候における年最大日降水量の平均値や分散値の再現性と関係していることを示唆した。さらに、Ishihara (2010b) では、地域頻度解析におけるモンテカルロ・シミュレーションの結果を用いることにより、Ishihara (2010a) に加え、リサンプリングに伴う不確実性の幅も定量的に評価した。

² 前述の「21 世紀気候変動予測革新プログラム」の前身で、文部科学省によって平成 13～18 年度にかけて行われた研究プロジェクト。

1.3 本論文での取組み

これまで述べてきたように、極端な降水現象の再現期待値やその地理的特性を正確に把握するとともに、それらの地球温暖化に伴う長期的な変化傾向を監視・予測することは、的確な気象防災情報の提供、また、今後の地球温暖化対策のために不可欠であると言える。

これらの目的を達成するためには、まず空間的に密な観測データが不可欠であり、多くの研究においてアメダスデータを用いた確率降水量の評価が行われている（外山・水野，2002；牛山・寶，2003；篠田，2007；石原，2010 など）。しかし、アメダスデータは期間が長くても 30 年程度しかなく、再現期間の長い確率値を、高い信頼度をもって算出することが難しい。実際、前述の「異常気象リスクマップ」では、アメダスデータに極値分布形を用いたパラメトリック手法を適用しているが、一部地点において規準を満たす最適な極値分布形を特定することができなかったほか、データ期間の短さを考慮して 50 年確率値までしか算出していない。また、20km 程度しか離れていないアメダス地点間で、異なる分布形から求められた確率値の違いが、気象学的にどのような意味を持つのかを理解するのが難しい。これはパラメトリック手法だけの問題ではなく、地点ごとに確率値を求める手法を用いても同様である。

これに対して、Hosking and Wallis (1997) によって提唱された地域頻度解析を用いると、ある地域内に含まれる複数の地点データをすべて利用することとなり、アメダス地点のような空間的には密に存在するものの 1 地点のデータ数が少ない場合でも、再現期間の長い確率降水量を安定して評価することができる。この地域頻度解析は葛葉ら（2005）でも解説されているほか、国内外にて多くの適用結果が報告されている（Fowler and Kilsby, 2003；Fowler *et al.*, 2007；Mishra *et al.*, 2009a；Mishra *et al.*, 2009b など）。アメダスデータへの適用については、前述のとおり、外山・水野（2002）や石原（2010）が行っている。

本論文では第 2 章にて、まず、100 年以上のデータを有する全国 51 気象官署での 30 年確率日降水量、100 年確率日降水量をさまざまな手法により算出し、それらの結果を相互比較する。次に第 3 章にて、石原（2010）と同様に、最新の 2010 年までのアメダスデータに対して、都道府県別（北海道は支庁別）に地域頻度解析を適用することで、各アメダス地点での 30 年確率日降水量、100 年確率日降水量を算出する。そして、気象官署、アメダス地点で算出された確率値を相互比較することで、地域頻度解析の有効性評価を行うこととする。

一方、地球温暖化に伴う日本付近の詳細な水文統計量の変化を評価するためには、水平解像度の細かい気候モデルによる温暖化予測実験結果が必要であるが、これらの気候モデルによる温暖化予測実験結果をそのまま利用して、確率降水量の変化を評価するためには次のような問題点が生じる。

- ・ 計算に大量の計算機資源を必要とすることから、20 世紀の再現実験、21 世紀の予測実験として 20 年程度ずつしか計算していない（気象庁，2005，2008 など）。このため、詳細な気候モデルによる予測結果を用いて地球温暖化に伴う確率降水量

の変化を評価しようとしても、空間的には水平解像度が細かいものの、現在気候、将来気候ともにアメダスデータと同様に短いデータ期間しか得られないのが現状である。よって、パラメトリック手法を用いた評価では、アメダスデータによる確率降水量評価と同様の問題が生じてしまう。

- ・ 気候モデルによって再現できる気象現象の最小スケールはそのモデルの水平解像度の数倍程度しかないことが従前から指摘されている（Kurihara *et al.*, 2005；気象庁, 2008 など）。よって、これらの現状を考慮すると、気候モデルによる計算結果を格子点ごとに用いるよりは、複数の格子点データをまとめた地域的な視点で評価する必要がある（Ishihara, 2010a, 2010b；Kitajima *et al.*, 2010 など）。

このような現状を考慮すると、地球温暖化に伴う確率降水量の変化評価においても、地域頻度解析の適用が有効であることが考えられる。しかし、外山・水野（2002）で試みられたような、クラスター分析を用いた地域分けによる地域頻度解析では、用いるデータセットが異なるたびにその区分けが異なってしまう可能性がある。このことは、地球温暖化に伴う確率降水量の変化評価を行う場合において、気候モデルによる地球温暖化予測実験で求められた現在気候と将来気候とで地域分けが異なってしまうこととなり、各地域・各地点での算出値の変化が気候変化に基づくものなのか、地域分けや分布形の違いによるものなのかの判断が難しくなってしまう恐れがある。そこで、地域頻度解析を用いた確率降水量の変化評価では、ある固定した地域分けが必要となり、その一案として、石原（2010）や Ishihara（2010a）、Ishihara（2010b）で行われたような行政区分に従った都道府県単位の地域分けが考えられる。実際に、インフラの整備や地球温暖化への対策は自治体単位で行われていることもあり、このような行政区分に従って出される確率降水量の変化評価は極めて重要であると考えられる。

本論文の具体的な構成は以下のとおりである．

第 2 章では, 2.2 にて本論文で用いられる基礎的な理論について述べた後, 2.3 にて, 100 年以上にわたる日降水量データを有する全国 51 気象官署における年最大日降水量データについてまとめる．そして, 2.4 と 2.5 にて, 各気象官署でのデータに, 極値分布形に基づくパラメトリックな手法と, 寶 (2006) で提唱され石原・仲江川 (2008) で用いられた手法を適用して得られた確率降水量の比較を行うことで, 後者の手法の特性について述べる．

第 3 章では, 3.1 で地域頻度解析の有効性を評価する手法を概説した後, 3.2 にて, 気象官署データとは異なるアメダスデータについて説明する．そして, 3.3 にて, 地域頻度解析の概要を述べるとともに, 都道府県別 (北海道は支庁別) に, アメダスデータに地域頻度解析を適用した結果を示す．続く 3.4 にて, 第 2 章で得られた確率値との比較を行うことなどにより, 地域頻度解析の有効性を評価する．

第 4 章では, 4.2 にて MRI-RCM20 やその再現性や予測結果についての概要をまとめた後, 4.3 にて, Ishihara (2010a) と同様に, MRI-RCM20 の鹿児島県 (奄美諸島を除く) における日降水量の 30 年確率値・100 年確率値の将来変化を評価する．そして, 4.4 にて, Ishihara (2010b) で行われたモンテカルロ・シミュレーションに基づく不確実性を考慮した予測結果についてまとめる．

本論文のまとめは第 5 章にある．

なお, 本論文で用いた極値分布形の詳細については Appendix A, B にすべて記述した．

参考文献

- Fowler HJ, Kilsby CG. 2003. A regional frequency analysis of United Kingdom extreme rainfall from 1961 to 2000. *International Journal of Climatology* **23**: 1313–1334.
- Fowler HJ, Ekström M, Blenkinsop S, Smith AP. 2007. Estimating change in extreme European precipitation using a multimodel ensemble. *Journal of Geophysical Research* **112**, D18104, DOI: 10.1029/2007JD008619.
- 藤部文昭 (2010) : 極端な豪雨の再現期間推定精度に関する検討, 天気, **57**, pp.449–461.
- Hazen, A. 1914. The storage to be provided in impounding reservoirs for municipal water supply, *Transactions of the American Association of Civil Engineers* **77**: 1539–1669.
- Hosking JRM. 1990. *L*-moments: Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society* **B52**: 105–124.
- Hosking JRM, Wallis JR. 1997. *Regional Frequency Analysis: An Approach based on L-moments*. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 224pp.
- IPCC. 2007. *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [Solomon S, Qin D, Manning M, Chen Z, Marquis M, Averyt KB, Tignor M and Miller HL (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, 996pp.
- 幾田泰醇 (2007) : *L* 積率と閾値超過系列から求められる関東地方のアメダス降水量におけるリターンピリオドの特徴, 平成 19 年度東京管区調査研究会誌, **40**.
- Ishihara K. 2010a. Assessment for the 30-year daily precipitation change due to global warming using regional frequency analysis. *Hydrological Research Letters* **4**: 30–34. DOI: 10.3178/HRL.4.30.
- Ishihara K. 2010b. Quantifying the uncertainty range of 30-year daily precipitation change due to global warming using regional frequency analysis. *Hydrological Research Letters* **4**: 90–94. DOI: 10.3178/HRL.4.90.
- 石原幸司・仲江川敏之 (2008) : 全国 51 地点におけるノンパラメトリック手法を用いた確率降水量の算出, 水文・水資源学会誌, **21**, pp.459–463.
- 石原幸司 (2010) : 都道府県別に適用した地域頻度解析によるアメダス地点の確率降水量評価, 水文・水資源学会誌, **23**, pp.118–128.
- Ishizaki N, Takayabu I. 2009. On the warming events over Toyama Plain by using HRCM. *SOLA* **5**: 129–132. DOI: 10.2151/sola.2009-033.
- 菊地原英和 (1959) : 確率雨量について (再現期間の計算法とその問題), 気象研究ノート, **10**, pp.125–139.
- 菊地原英和 (1971) : 風速の再現期間計算法の比較考察, 天気, **18**, pp.21–34.
- 菊地原英和・鈴木昭夫 (1982) : 異常豪雨の統計的性質に基づく日降水量再現期間の推定法, 災害の研究, **13**, pp.48–68.
- 気象庁 : “異常気象リスクマップ”
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/riskmap/index.html>. (参照 : 2011/4/25).
- 気象庁 : “気候変動監視レポート 2009”

- <http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/monitor/index.html>. (参照：2011/4/25).
- 気象庁 (1993)：日本気候図 1990 年版，大蔵省印刷局，121.
- 気象庁 (1996)：地球温暖化予測情報 第 1 巻，大蔵省印刷局；82.
- 気象庁 (1998)：地球温暖化予測情報 第 2 巻，大蔵省印刷局；66.
- 気象庁 (1999)：地球温暖化予測情報 第 3 巻，大蔵省印刷局；87.
- 気象庁 (2001)：地球温暖化予測情報 第 4 巻，財務省印刷局；77.
- 気象庁 (2003)：地球温暖化予測情報 第 5 巻，
- <http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol5/index.html>. (参照：2011/4/25).
- 気象庁 (2005)：地球温暖化予測情報 第 6 巻，
- <http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>. (参照：2011/4/25).
- 気象庁 (2006)：異常気象レポート 2005，
- http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/climate_change/. (参照：2011/4/25).
- 気象庁 (2008)：地球温暖化予測情報 第 7 巻，
- <http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/index.html>. (参照：2011/4/25).
- 気象庁統計課 (1958)：日降水量の再現期間の推定法に関する調査，測候時報，**25**，pp.181–186.
- Kitajima T, Yoshimatsu K, Ohno H, Ishihara K. 2010. Reproducibility of regional-mean probable precipitation by high-resolution climate models. *Hydrological Research Letters* **4**: 20–24. DOI: 10.3178/HRL.4.20.
- 葛葉泰久・小松陽介・友杉邦雄・岸井徳雄 (2005)：地域洪水頻度解析・スケーリングと PUB，水文・水資源学会誌，**18**，441–458.
- 小林健一郎・寶馨・中北英一 (2010)：全球気候モデル出力を用いた日本域の 100 年確率日降水量の将来予測，水工学論文集，**54**，pp.223–228.
- 小林健二 (2006)：確率降水量と再現期間の推定，測候時報，**73**，pp.51–72.
- 小林清一・大島正三 (1956)：松山の確率雨量，四国地方研究会誌.
- 小林孝，小尻利治，野沢徹 (2008)：全球大気海洋結合モデル MIROC 出力のダウンスケールと流域内降水量の推定，水文・水資源学会誌，**21**，pp.423–438.
- Kurihara K, Ishihara K, Sasaki H, Fukuyama Y, Saitou H, Takayabu I, Murazaki K, Sato Y, Yukimoto S, Noda A. 2005. Projection of Climatic Change over Japan Due to Global Warming by High-Resolution Regional Climate Model in MRI. *SOLA* **1**: 97–100. doi:10.2151/sola.2005–026.
- 正務章 (1954)：犀川上流の出水予報に関する調査，気象庁研究時報，**6**，pp.245–598.
- 正務章・草間宗三 (1955a)：犀川上流域の最大可能降水量について，気象庁研究時報，**6**，pp.55–59.
- 正務章・草間宗三 (1955b)：松本の確率雨量について，気象庁研究時報，**7**，pp.277–282.
- 正務章・待井一男 (1956)：本邦各地の無降水継続日数の Return Period について，気象庁研究時報，**8**，pp.400–408.
- Mizuta R, Oouchi K, Yoshimura H, Noda A, Katayama K, Yukimoto S, Hosaka M, Kusunoki S, Kawai H, Nakagawa M. 2006. 20-km-Mesh global climate simulations using JMA-GSM Model – Mean Climate States –. *Journal of the Meteorological Society of Japan* **84**: 165–185. DOI: 10.2151/jmsj.84.165.
- Mishra BK, Takara K, Yamashiki Y, Tachikawa Y. 2009a. Hydrologic simulation-aided

- regional flood frequency analysis of Nepalese river basins. *Journal of Flood Risk Management* **2**: 243–253. DOI: 10.1111/j.1753-318X.2009.01041.x.
- Mishra BK, Takara K, Tachikawa Y. 2009b. Integrating the NRCS runoff curve number in delineation of hydrologic homogeneous regions. *Journal of Hydrologic Engineering* **14**: 1091–1097. DOI: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000101.
- 三浦大輔・水野量 (2004) : L -moments を用いた強風の再現期待値の推定, 気象庁研究時報, **56**, pp.97–125.
- 二宮洸三 (1977) : 豪雨の時間スケールからみた降水強度極値の地理的分布, 天気, **24**, pp.63–70.
- 西口敏久 (1959) : 大阪の雨に関する 2, 3 の統計的調査, 大阪管区気象研究会誌.
- 大阪管区気象台 (1974) : 確率雨量分布図, 解説資料第 2 号.
- 大西雄基・水野量 (2008) : L -moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における年最深積雪の再現期待値, 気象庁研究時報, **60**, pp.35–73.
- 斎藤練一・井上恵一・壇上得爾 (1959) : 暴風の図式相関解析—日本の強風の研究Ⅳ—, 気象庁研究時報, **11**, pp.775–780.
- 佐山敬洋・立川康人・寶馨・増田亜美加・鈴木琢也 (2008) : 地球温暖化が淀川流域の洪水と貯水池操作に及ぼす影響の評価, 水文・水資源学会誌, **21**, pp.296–313.
- 篠田昌弘 (2007) : AMeDAS データを用いた確率降雨量マップ, 土木学会論文集 B, **63-3**, pp.195–205.
- 鈴木昭夫・菊地原英和 (1984) : 異常豪雨を考慮した日降水量再現期間の推定法, 天気, **31**, pp.179–189.
- 酢谷真巳・水野量 (2009) : 気温極値の L -moment 法を用いた地域頻度解析, 気象庁研究時報, **61**, pp.43–93.
- 酢谷真巳・水野量 (2010) : トレンドモデルにより経年変化を考慮した気温極値解析, 天気, **57**, pp.573–588.
- 高橋浩一郎 (1967) : モンテ・カルロ法による再現期間と設計荷重に関する研究, 気象研究所欧文報告, **18**, pp.327–343.
- 寶馨 (2006) : 大標本時代の水文頻度解析手法—リターンピリオドを超えるようなサイズの標本に対する極値データ解析—, 京都大学防災研究所年報, **49B**, pp.7–12.
- Thiessen AH. 1911. Precipitation averages for large areas. *Monthly Weather Review* **39**: 1082–1084.
- 外山奈央子・水野量 (2002) : L -moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における確率降水量の推定, 気象庁研究時報, **54**, pp.55–100.
- 牛山素行・寶馨 (2003) : AMeDAS データによる暖候期降水量と最大 1 時間・日降水量の関係, 水文・水資源学会誌, **16**, pp.368–374.
- 和田一範・村瀬勝彦・富澤洋介 (2005) : 地球温暖化に伴う降雨特性の変化と洪水・渇水リスクの評価に関する研究, 土木学会論文集, **796/II-72**, pp.23–37.
- 和田一範・川崎将生・富澤洋介・楠 昌司・栗原 和夫 (2008) : 高解像度全球モデルおよび地域気候モデルを用いた地球温暖化にともなう洪水リスクの評価, 水文・水資源学会誌, **21**, pp.12–22.

2 気象官署での確率降水量評価

2.1 はじめに

本章では，気象防災に資するための的確な情報を作成するために，100 年以上もの日降水量データを有する気象官署における，確率日降水量を求め，相互比較することを目的とする．ここで，評価手法としては，

手法 1：パラメトリック手法（2.4.1 参照）

極値分布形にデータをあてはめることにより，その分布形のパラメータを算出し確率降水量を評価する手法．本論文では，気象庁による「異常気象リスクマップ」と同様の手法を採用するが，これは，河川技術者や学識経験者等によって策定された中小河川計画検討会（1999）で取りまとめられたものを基本としている．

手法 2：Cunnane 公式によるノンパラメトリック手法（2.4.2 参照）

プロットイングポジション公式の一つである Cunnane 公式（Cunnane, 1978）を適用する．

手法 3：リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法（2.4.3 参照）

寶（2006）が提案した，観測年数が 100 年を超えるような大標本に対して bootstrap 法によるリサンプリングを用いて推定する手法．これまでに，石原・仲江川（2008）が気象官署データへの適用とその結果に対する考察を行っている．

本章の具体的な構成としては，まず 2.2 で，確率降水量の評価に不可欠な基礎理論であるプロットイングポジション， L -moment，「パラメトリック手法」について概説する．続く 2.3 にて，気象官署における 1901 年以降の年最大日降水量データについて述べる．

そして 2.4 で，上述の三つの手法による 30 年確率日降水量，100 年確率日降水量の評価を行うとともに，手法 3 の特性を把握するために，2.5 にて他手法による結果との比較を行う．

2.2 基礎理論

2.2.1 確率降水量と再現期間³

確率降水量とは、ある期間（再現期間という）に一度の割合で起こると予想される最大降水量のことである。いま、年最大降水量を確率変数と考え、 x とする。この x が独立に生起し、ある特定の確率密度関数 $f(x)$ に従うとすれば、 x の確率分布関数 $F(x)$ は次式で定義される。

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx \quad (2.1)$$

このとき、 x がある特定の値 x_p 以下となる確率が $F(x_p)$ であり、この $F(x_p)$ を非超過確率、 $1 - F(x_p)$ を超過確率という。また、 $F(x)$ の逆関数 $x(F)$ をクオンタイル (quantile) 関数という。 x が T 年に一度の割合で x_T 以上となることが期待されるとき、この T を再現期間といい、非超過確率 $F(x)$ との関係は

$$T = \frac{1}{1 - F(x)} \quad (2.2)$$

と表される。

ある再現期間 T 年における確率降水量 x_T を求める際には、まず、年最大降水量の頻度分布の形状を推定し、分布関数 $F(x)$ を求める。そして、対象とする T の値から $F(x)$ の値を (2.2) 式の関係から求め、 $F(x)$ の逆関数から x_T を計算する。このように確率降水量を求めると、ある降水量を超える大雨事例が何年に一度程度起きるのかということが分かり、防災計画に利用される。防災計画の種類によって、基準とする降水量も異なり、広域の雨による河川の洪水などの災害を対象とする場合には、日降水量が基準となる。また、狭い地域の短い時間の雨による土砂災害などは、1 時間降水量のような、より短時間の降水量が基準となる。したがって、降水による長期的な防災計画においては、確率日降水量や確率 1 時間降水量を精度良く求めることが重要となる。

³ 星 (1998), 外山・水野 (2002), 小林 (2006) を参照。

2.2.2 プロットイングポジション公式⁴

一般に、統計年数が N のとき、毎年の年最大値を x_1, x_2, \dots とし、これらを大きい順に並べ替えたときの順序統計データを $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots$ とするとき、第 i 番目の値 $x_{(i)}$ の非超過確率 $F(x_{(i)})$ 、及び再現期間 T_i は、

$$F(x_{(i)}) = \frac{N-i+1}{N} \quad (2.3)$$

$$T_i = \frac{N}{i-1} \quad (2.4)$$

と表すことができる。しかし、この場合は、 $i=1$ のときに再現期間が無限大になってしまうなどの不都合がある。

そこで、このような不都合を解決し、また理論的に求められる確率分布形との適合度がよいプロットイングポジション公式がいくつか提案されている。それらは、一般に以下の式で表される。

$$F(x_{(i)}) = \frac{N+1-\alpha-i}{N+1-2\alpha} \quad (2.5)$$

$$T_i = \frac{N+1-2\alpha}{i-\alpha} \quad (2.6)$$

ここで、 α はプロットイングポジション公式の種類に応じて違う値がとられるパラメータであり、これらを一覧にしたものが表 2.1 である。プロットイングポジションによって、その結果が理論的に求めたどの確率分布形とよく合致するかに違いがある。例えば Gringorten 公式 (Gringorten, 1962) によってプロットした場合には後述する Gumbel 分布 (Gumbel, 1958) に、Blom 公式は正規分布によく適合するといわれている。また、Hazen 公式 (Hazen, 1914) は伝統的によく用いられているものである。その中で、Cunnane 公式 (Cunnane, 1978) は、多くの分布形に対して幅広く適合するようにの値が決められている。

この手法は、直感的で分かりやすい反面、主観的な要素が入りやすい。また、いずれの公式を用いても、 $i=1$ のとき (降水量が統計期間で最大値となるとき) でも再現期間はせいぜい $2N$ にしかならず、現実的には統計期間の何倍を超えるような再現期間となる大雨もあると考えるのが自然であるから、プロットされた点列だけから推定をおこなうのは限界があるという指摘もある。

⁴ 星 (1998), 小林 (2006) を参照。

表 2.1 各種プロットイングポジション公式とその特徴

名称	α	特徴
Blom	0.375	正規分布によく適合する
Cunnane	0.4	多くの分布形によく適合する
Gringorten	0.44	Gumbel 分布によく適合する
Hazen	0.5	伝統的によく用いられる

2.2.3 L -moments (L積率) ⁵

1～4 次の L -moment ($\lambda_1 \sim \lambda_4$) は以下の式で定義される.

$$\begin{aligned}
 \lambda_1 &= E(X_{1:1}) \\
 \lambda_2 &= \frac{1}{2} E(X_{2:2} - X_{1:2}) \\
 \lambda_3 &= \frac{1}{3} E(X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}) \\
 \lambda_4 &= \frac{1}{4} E(X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4})
 \end{aligned} \tag{2.7}$$

ここで, $X_{k:n}$ は, ある母集団分布に従う確率変数からランダムに抽出した n 個の標本のうち, k 番目に小さい標本の値である. また, E は期待値を表す.

1 次の L -moment である λ_1 を定義する $X_{1:1}$ は母集団分布から一つ標本を抽出したときのその標本の値そのものであるので, その期待値は母集団分布の平均値そのものである (図 2.1).

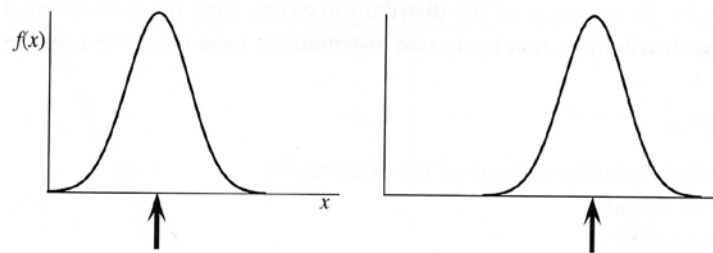


図 2.1 1 次の L -moment の概念図

2 次の L -moment である λ_2 を定義する $X_{2:2} - X_{1:2}$ は, 母集団分布から二つの標本を抽出したときの両者の距離であるので, その期待値が大きいほど母集団分布が広くば

⁵ Hosking (1990), Hosking and Wallis (1997), 外山・水野 (2002) を参照.

らっていることを示す．すなわち， λ_2 は母集団分布の分散を表す（図 2.2）．

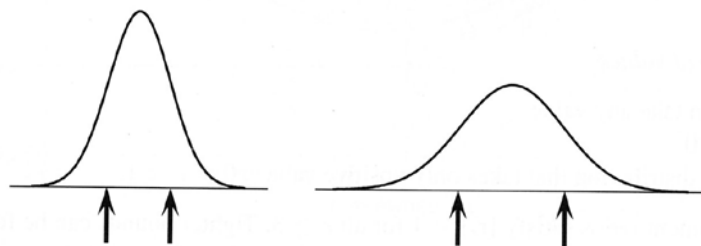


図 2.2 2 次の L -moment の概念図

3 次の L -moment である λ_3 を定義する $X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}$ は，

$(X_{3:3} - X_{2:3}) - (X_{2:3} - X_{1:3})$ として考えると，母集団分布から三つの標本を抽出したときの二つの差同士の差となり，もし母集団分布が左右対称であれば，第 1 項と第 2 項の期待値は同程度となるが，母集団分布において大きい値の出現頻度が高い（右側のすそが長い）と第 1 項の方が大きくなる．すなわち， λ_3 は分布形のすその長さを表す歪みに相当する（図 2.3）．

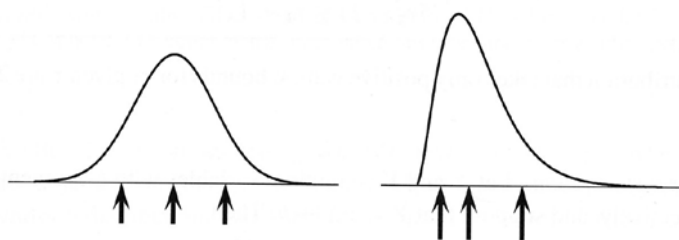


図 2.3 3 次の L -moment の概念図

同様に，4 次の L -moment である λ_4 を定義する $X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4}$ は

$(X_{4:4} - X_{1:4}) - 3(X_{3:4} - X_{2:4})$ として考えると，母集団分布から抽出した四つの標本のうち，一番大きい標本と一番小さい標本が他の二つの標本と比べてどの程度離れているかを示すことになり，母集団分布において最頻値の周りの出現頻度が高い場合，中二つの標本の距離が短く，両端二つの標本の距離が大きくなることが期待される．すなわち， λ_4 は母集団分布の尖りに相当する（図 2.4）．

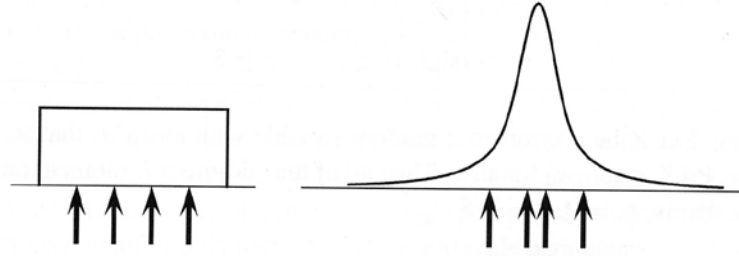


図 2.4 4 次の L -moment の概念図

一般に, r 次の L -moment である λ_r は次式で定義される.

$$\lambda_r = r^{-1} \sum_{j=0}^{r-1} (-1)^j \binom{r-1}{j} E(X_{r-j:r}) \quad (2.8)$$

また, λ_r を λ_2 で割った値を L -moment ratios といい, τ_r で表される.

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \quad (2.9)$$

特に, τ_3 , τ_4 はそれぞれ L -skewness, L -kurtosis と呼ばれる. さらに, λ_2 を λ_1 で割った値を L -CV といい, τ で表される.

$$\tau = \lambda_2 / \lambda_1 \quad (2.10)$$

極値分布形のパラメータ決定において, 積率法がデータの値の累乗で表されるのに対して, L -moments はデータの線形和で表されるために, データが持つ偏りや変動の影響を受けにくく, 精度の良い推定ができることや, 最尤法に比べて扱いやすく, 計算も簡単であることなどがその利点として挙げられている.

これら L -moments の不偏推定値 (sample L -moments) l_r は地点ごとに以下の式で求めることができる (n はデータ数).

$$\begin{aligned} l_{r+1} &= \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* b_k \\ p_{r,k}^* &= \frac{(-1)^{r-k} (r+k)!}{(k!)^2 (r-k)!} \\ b_k &= n^{-1} \sum_{j=k+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\cdots(j-k)}{(n-1)(n-2)\cdots(n-k)} x_{j:n} \end{aligned} \quad (2.11)$$

また, L -momnet ratios の推定値 (sample L -moment ratios) t_r は,

$$t_r = l_r / l_2 \quad (2.12)$$

となり, 同様に L -CV の推定値 (sample L -CV) t は,

$$t = l_2 / l_1 \quad (2.13)$$

となる．なお，データ数が 20 を超える場合， t_r ， t はそれぞれ τ_r ， τ の不偏推定値とみなすことができる．

2.2.4 極値分布形を用いるパラメトリック手法⁶

(1) 用いる確率分布形の種類

極値の統計解析に用いられる確率分布形については，従来から様々なものが提案され使われてきている．それらは，理論的な背景や，パラメータの求め方などが異なっており，複数の分布形をデータに適用した結果の適合度や推定値の安定性を考慮して最適な分布形を選ぶ．

ここで選択できる分布形として挙げられているのは，①Gumbel 分布，②一般化極値分布（GEV 分布），③平方根指数型最大値分布（SQRT-ET），④対数ピアソンⅢ型分布，⑤対数正規分布である．このうち，①～③の分布形には極値統計の理論的背景がある．また，④と⑤には理論的な背景はないものの，これまでの研究から実際のデータと適合がよいといわれているものである．それぞれの分布形におけるパラメータの決定方法として， L -moment（ L 積率）法や最尤法などがあり（表 2.2），詳細は Appendix A にまとめた．

① Gumbel 分布

Gumbel 分布は，Gumbel が年最大洪水量を表す関数としての有用性を指摘（Gumbel, 1958）して以来，水文統計解析の分野で数多く使われてきている．関数の形は比較的単純で，求めるパラメータは二つであるため，関数の自由度は小さい反面，少しのデータの違いで関数の形が急激に変わることが少なく安定した分布形である．

② 一般化極値分布（GEV）

理論的に導かれる極値分布は，Gumbel 分布，対数極値分布 A 型，対数極値分布 B 型（Weibule 分布）の三つに分類できるが，Jenkinson はこれらを一つの形式に統一し，一般化極値分布（GEV）を導入した．イギリスの Natural Environment Research Council は年最大日流量の確率モデルにつき検討を行い，この一般化極値分布を基準法として推奨している．一般化極値分布のパラメータは a ， c ， κ の三つであるが，特に， $\kappa = 0$ のときには Gumbel 分布と一致する．パラメータが Gumbel 分布とは違い三つになることにより，形の自由度が広がる一方で，一部のデータの変化により分布形が大きく変わる可能性があり，安定性は Gumbel 分布よりも低い．

③ 平方根指数型最大値分布（SQRT-ET）

⁶ 星（1998），中小河川計画検討会（1999），小林（2006）を参照．

年最大値の再現期間や確率降水量の推定では、値が大きくなるときの推定精度が重要となることが多い。平方根指数型最大値分布（SQRT exponential type distribution of maximum, SQRT-ET と略することがある）は、資料全体から見て（相対的に）極端に大きな値をもつ場合に適合度がよいとされている。

④ 対数ピアソンⅢ型分布（LP3）

Gamma 分布の一つである対数ピアソンⅢ型分布は、ピアソンⅢ型分布において変数を対数変換したものである。この分布は、1967 年にアメリカの連邦水資源審議会（U.S. Federal Water Resources Council）により、国内の洪水頻度解析の標準モデルとして推奨された。

⑤ 対数正規分布

水文データのヒストグラムは一般にピークに対して非対称となることが多いが、元のデータを対数変換することにより、それらは近似的に正規分布とみなすことができる。正規分布は、その分布形に基づく様々な性質が明らかにされており、実務上の計算も比較的容易であることから、水文の分野でも古くから用いられてきた。

表 2.2 本論文で用いた確率分布形とパラメータの決定方法

確率分布形	パラメータの決定方法
Gumbel 分布	L -moment（ L 積率）法
一般化極値分布（GEV）	L -moment（ L 積率）法
平方根指数型最大値分布（SQRT-ET）	最尤法
対数ピアソンⅢ型分布（LP3）	積率法
対数正規分布	岩井法

(2) 確率分布形の選択アルゴリズムの概要

図 2.5 は気象庁による「異常気象リスクマップ」において用いられた確率分布選択のフローチャートであり、河川技術者や学識経験者等によって策定された中小河川計画検討会（1999）で取りまとめられたものを基本としている。

具体的には、まず、①Gumbel 分布、②一般化極値分布（GEV 分布）、③平方根指数型最大値分布（SQRT-ET）の三つの確率分布形を優先的に扱い、まずこれらの分布形の中から実際のデータとの適合度を示す数値（SLSC；詳しくは後述）が 0.04 以下の分布形を選ぶ。この基準を満たすものがあれば、それらの安定性（詳しくは後述）を計算し、一番安定性の高いものを最適な確率分布形として選択する。もし、三つの確率分布形の中に適合度の基準を満たすものがなければ、別の確率分布形、④対数ピアソンⅢ型分布、⑤対数正規分布についてパラメータを決定し適合度を評価する。適合基準を満たすものがあれば、より適合度の高い確率分布形を選択する。

なお、①～⑤の確率分布形の中に適合基準を満たすものがない場合には、最も SLSC 値が小さいものを求め、適合度が基準を満たしていないことに留意した上で利用することとする。

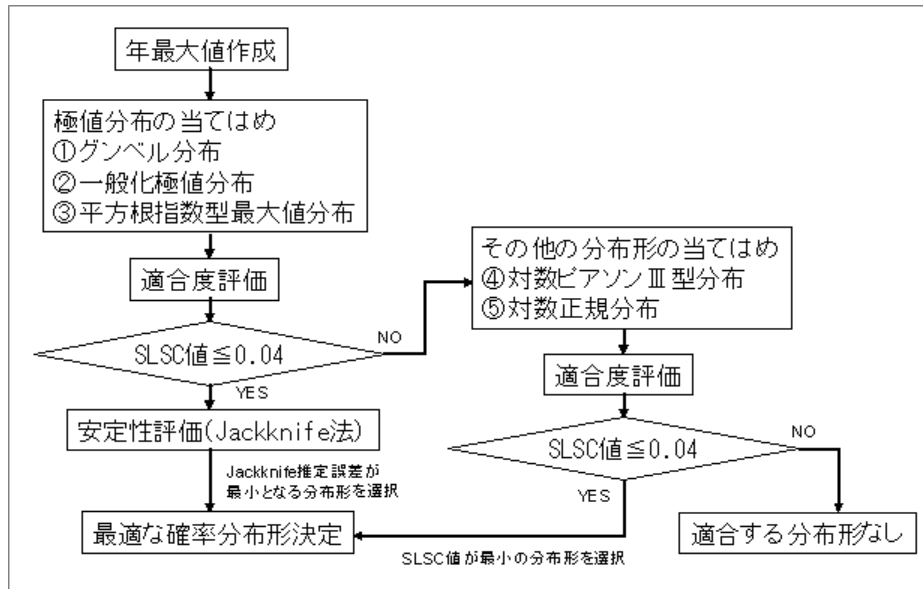


図 2.5 確率分布形の選択アルゴリズム
気象庁「異常気象リスクマップ」より引用

<http://notus.cpd.naps.kishou.go.jp/~climatmr/riskmap/index.html>

(3) 適合度の評価

それぞれの確率分布形と実際のデータ（年最大値の集まり）との適合度を評価するものとして、標準最小二乗基準 (SLSC: standard least squares criterion ; 宝・高棹, 1988) と呼ばれる指標を用いる。

SLSC は、実際の毎年の年最大日降水量に対応する再現期間を Cunnane プロットで求め、その再現期間に相当する降水量を確率分布形で推定し、その値と実際の降水量との差の二乗を毎年分で平均した値である。ただし、比較の際には降水量は標準変量と呼ばれる値に変換して行うことで、各分布形の特性によらず公平な比較ができるようにしており、また最終値を分布形の両端の長さに対応する量で割ることにより、値がもと資料の特性によらない一般的な適合度を表すよう工夫されている。SLSC の値が小さいほど適合度が高いが、ここでは値が 0.04 以下であれば適合度の基準を満たしているとする。

SLSC は以下のように定義される。

$$SLSC = \frac{\sqrt{\xi^2}}{|s_{0.99} - s_{0.01}|} \quad (2.13)$$

$$\xi = \frac{1}{N} \sum (s_i - s_i^*)^2 \quad (2.14)$$

ここで、 $s_{0.99}$ 、 $s_{0.01}$ はそれぞれ非超過確率が 0.99（再現期間 100 年）及び非超過確率 0.01（再現期間 1.01 年）のときの確率分布の標準変量である。また、 s_i は大きい方

から i 番目の降水量を各分布形のパラメータを使って変換した標準変量, s_i^* は大きい方から i 番目の降水量に相当する再現期間を **Cunnane** プロットで求め, それに対応する確率降水量 (標準変量) を確率分布形により推定した値である. 確率分布形ごとの具体的な s_i と s_i^* の式は **Appendix A** に示す.

(4) 安定度の評価

どの確率分布形が最適であるかを評価するための指標としては, 実際のデータへの適合度のほかに, 確率分布形の推定結果の安定性が用いられる. この安定性の評価には, 元資料から一つだけデータを除いたデータセットを作成する **jackknife** 法, あるいは繰り返しを許して元の標本と同じデータ個数だけ抽出して新たなデータセットを作成する **bootstrap** 法がよく用いられる. 本論文では, **jackknife** 法に基づき, 以下の手順で安定度の評価を行った.

① N 個のデータの中から i 番目 ($i=1,2,\dots,N$) のデータだけを除き, 残りの $N-1$ 個

のデータを使って確率分布形を求め, この確率分布形から確率降水量 θ_i

($i=1,2,\dots,N$) を求める.

② この操作を繰り返すことで, N 個の確率降水量を算出し, 以下の式により推定誤差分散 s^2 を求める.

$$s^2 = (N-1) \sum_{i=1}^N (\theta_i - \bar{\theta})^2 \frac{1}{N} \quad (2.15)$$

ただし,

$$\bar{\theta} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta_i \quad (2.16)$$

である.

2.3 気象官署データ

19 世紀末の観測開始から、わずかな移転は行われたものの継続して有人観測が行われている気象台⁷と特別地域気象観測所⁸において観測開始から継続して観測されてきた日別降水量データのうち、現在、全国 51 地点（表 2.3）での 1901 年以降のデータが既にデジタル化されている。

表 2.3 本論文で用いる 51 気象官署

旭川，網走，札幌，帯広，根室，寿都，秋田，宮古，山形，石巻，福島，伏木，長野，宇都宮，福井，高山，松本，前橋，熊谷，水戸，敦賀，岐阜，名古屋，飯田，甲府，津，浜松，東京，横浜，境，浜田，京都，彦根，下関，呉，神戸，大阪，和歌山，福岡，大分，長崎，熊本，鹿児島，宮崎，松山，多度津，高知，徳島，名瀬，石垣島，那覇

本章では、これら 51 気象官署における 1901～2010 年の年最大日降水量データを用いることになるが、すべてのデータが満足にそろっているわけではない。まず那覇では、第二次世界大戦の影響により、1946～1950 年のデータが欠損している。また、他の地点においても、第二次世界大戦中をはじめ、いくつかのデータが欠損していることから、気象庁自身により、「正常値⁹」ではなく、「準正常値¹⁰」や「資料不足値¹¹」として判定されている値がある。これらの欠損データと資料不足値は、本章における以降の解析には用いないこととした。結果として、用いなかったデータ、最終的に残ったデータ数は表 2.4 のとおりである。これらの地点は、厳密には 110 年分のデータがそろっていないことになるが、那覇を除き、ほとんどの地点が 100 を超える大きなサンプル数を有しており、大標本地点であると考えられる。

表 2.5、図 2.6 は、51 気象官署における年最大日降水量の 110 年間の既往最大値を示したものである。これを見ると、西日本や南西諸島、太平洋側で値が大きくなっていることが分かる。最も大きな値は、高知で観測された 628.5mm（1998 年 9 月 24 日）で、次に名瀬の 622mm（2010 年 10 月 20 日；図 1.2 参照）が続いている。

また、図 2.7 は、各官署における 2010 年までの全データを用いて算出した 1 次の L -moment l_1 （平均値そのもの）、2 次の L -moment l_2 （分散に相当）、 L -CV t の分布図である。

⁷ 管区気象台，地方気象台，測候所。

⁸ 現在は無人化されているものの、以前は測候所として有人観測が行われていた観測所。

⁹ 品質に問題がなく、かつ統計値を求める期間内の資料が全て揃っていると気象庁によって判定された値。

¹⁰ 品質に軽微な問題があるか、または統計値を求める対象となる資料の一部が許容する範囲内で欠けている場合に求められた値。

¹¹ 統計値を求める対象となる資料が許容する資料数を満たさない場合で、十分な信頼性がないために利用に際しては十分な注意が必要な値であると気象庁によって判定された値。

表 2.4 51 気象官署における 1901 年以降の年最大日降水量のうち、欠損、資料不足値となっている地点・年リスト

地点名	欠損	資料不足値	用いたデータ数
秋田		2006 年	109
宮古		2003 年	109
福井		1945 年	109
熊谷		2001 年	109
敦賀		2009 年	109
飯田		1943～1945 年	107
甲府		1945 年	109
浜松		1945 年	109
横浜		1923 年	109
境		2006 年	109
呉		1945 年, 1946 年	108
神戸		1945 年	109
那覇	1946～1950 年	1923 年, 1924 年, 1944 年, 1945 年, 1951 年, 2006 年	99

注：他の地点は 110 年分のデータを用いた。

表 2.5 51 気象官署における既往最大値（単位：mm）

地点名	既往最大値
旭川	167.0
網走	163.0
札幌	207.0
帯広	174.0
根室	211.5
寿都	206.3
秋田	186.8
宮古	319.0
山形	217.6
石巻	162.4
福島	169.5
伏木	192.1
長野	124.5
宇都宮	219.4
福井	201.4
高山	266.1
松本	155.9
前橋	357.4

熊谷	301.5
水戸	276.6
敦賀	211.2
岐阜	260.2
名古屋	428.0
飯田	325.3
甲府	230.5
津	427.0
浜松	344.1
東京	371.9
横浜	287.2
境	238.6
浜田	394.5
京都	288.6
彦根	195.8
下関	336.7
呉	212.9
神戸	319.4
大阪	250.7
和歌山	353.5
福岡	307.8
大分	443.7
長崎	448.0
熊本	480.5
鹿児島	324.0
宮崎	587.2
松山	215.1
多度津	198.5
高知	628.5
徳島	463.4
名瀬	622.0
石垣島	378.9
那覇	468.9

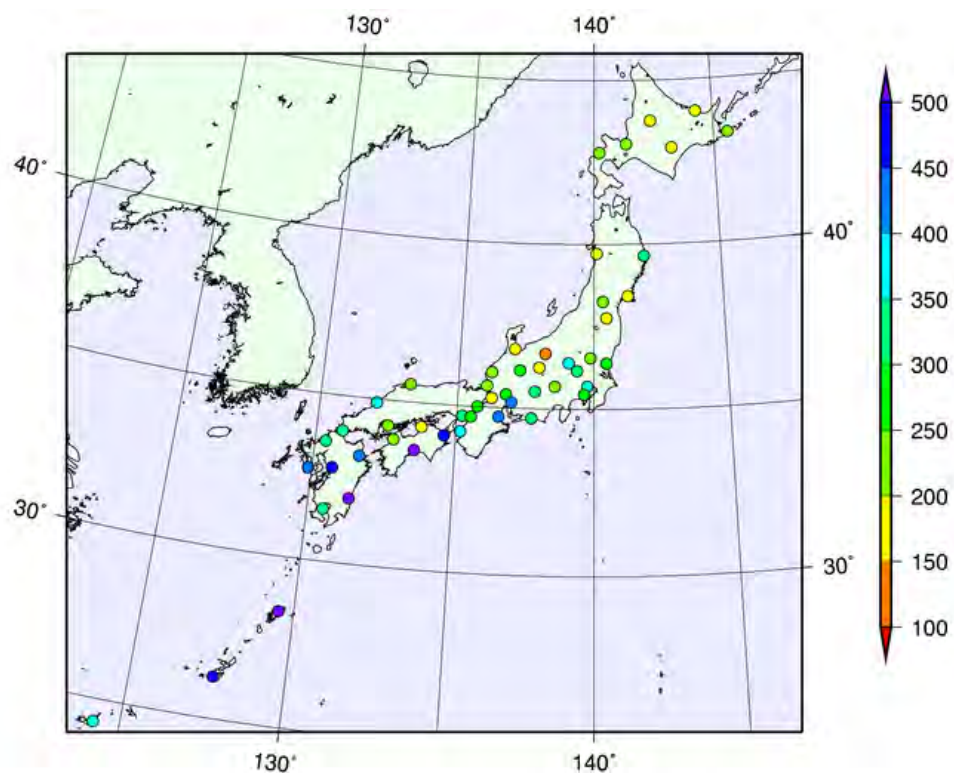
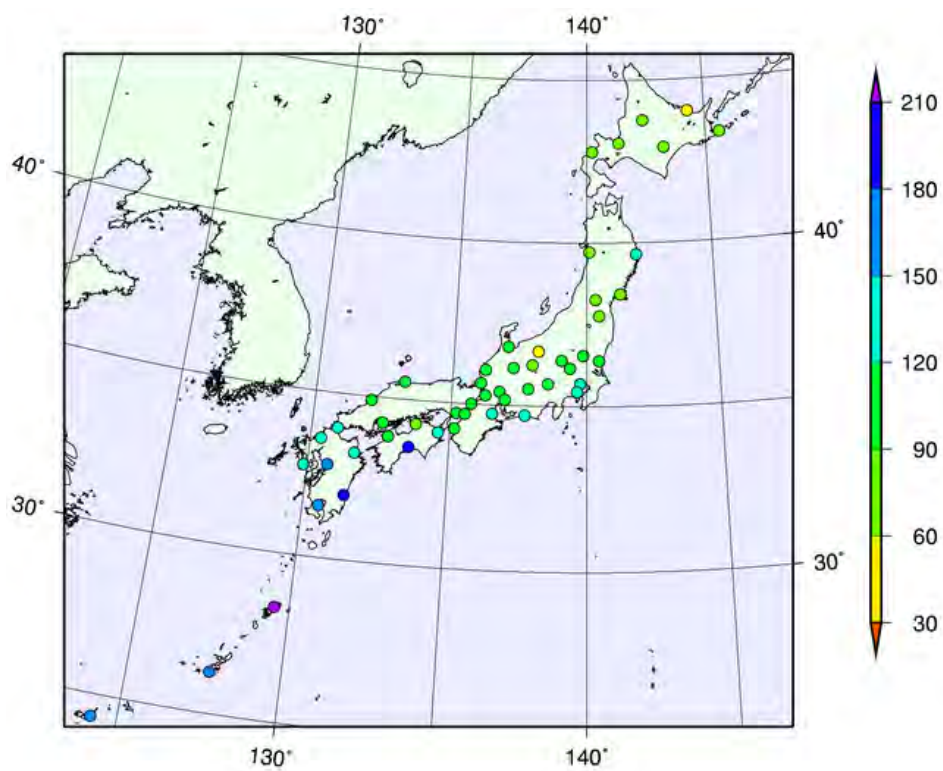
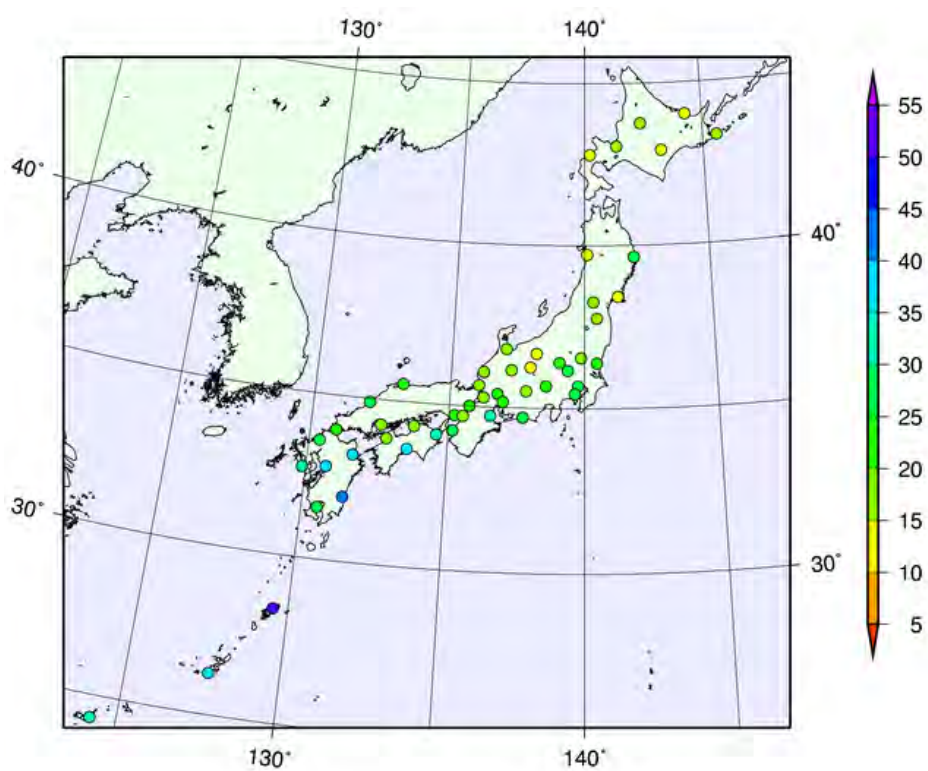


図 2.6 51 気象官署における 1901 年以降の年最大日降水量の既往最大値分布
(単位：mm)

1 次の L -moment l_1 (単位：mm)



2 次の L -moment l_2 (単位 : mm)



L -CV (単位 : 無次元)

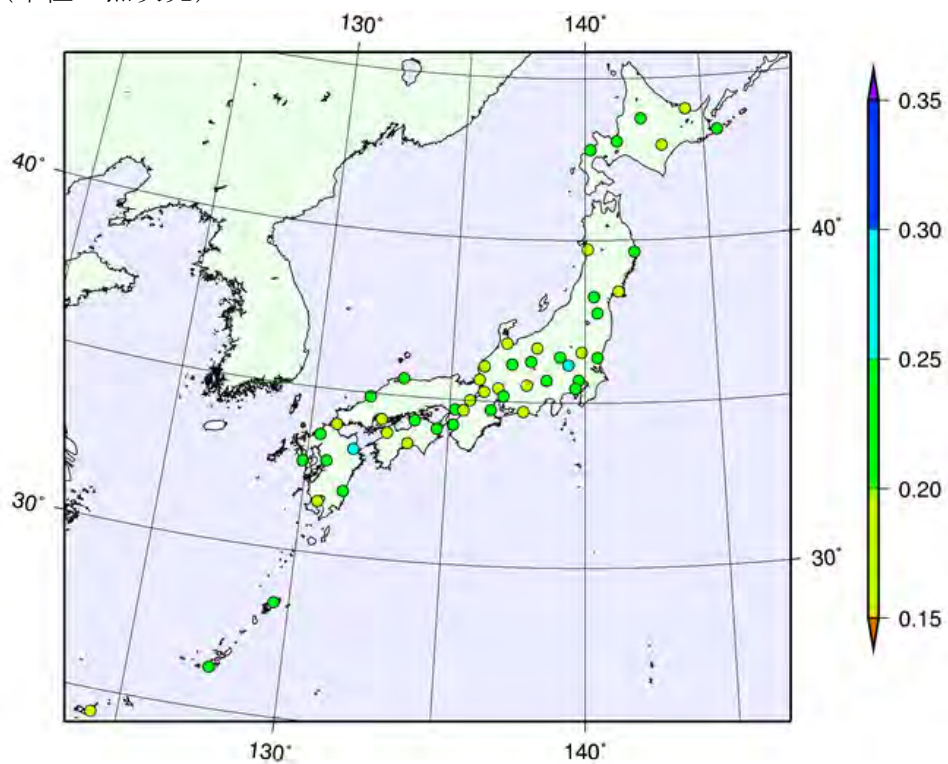


図 2.7 51 気象官署における各 L -moment (ratio) 分布
2010 年までの全データから算出

ここで、110 年分のデータがすべてそろっている 38 地点における年最大日降水量について、Mann-Kendall 検定 (Kendall, 1938) に基づくトレンドの検定を行ったところ、危険率 5% で有意な増加傾向が認められたのは、伏木と熊本のみであった (図 2.8)。このことは、現在地球温暖化の進行に伴う異常豪雨の頻出の可能性が指摘されており、その非定常性に基づく水文統計量評価の必要性が求められているが、多くの地点で有意な増加傾向がまだ認められていないことを示している。

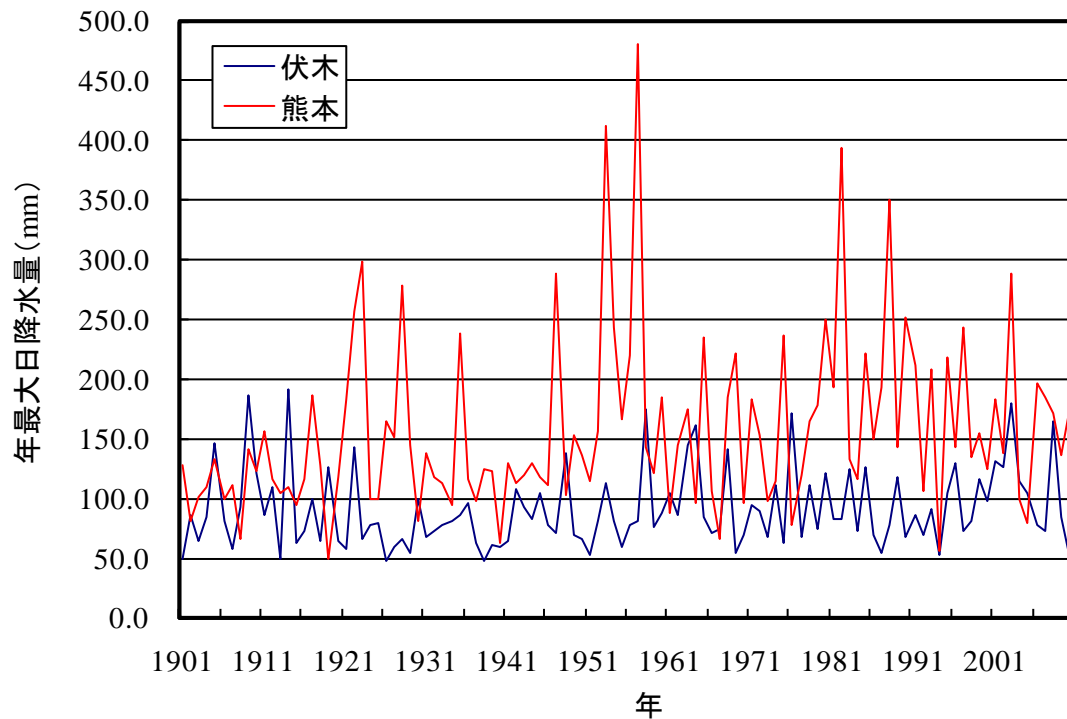


図 2.8 熊本と伏木の年最大日降水量の経年変化 (1901~2010 年)

2.4 気象官署での確率降水量評価

2.4.1 パラメトリック手法の適用

2.2.4 で述べたパラメトリック手法を適用することで求められた日降水量の 30 年確率値と 100 年確率値は表 2.6, 図 2.9 のとおりである. これらを見ると, 西日本の南部や南西諸島で大きな値となっていることが分かる. 100 年確率値が既往最大値(表 2.5, 図 2.6) よりも大きくなったのは, 石巻, 福島, 伏木, 敦賀, 甲府, 横浜, 那覇の 7 地点である.

**表 2.6 パラメトリック手法の適用によって求められた気象官署での
30 年確率日降水量, 100 年確率日降水量 (単位: mm)**

あわせて, 官署ごとの SLSC と採用された分布形を示している.

地点名	SLSC	採用分布形	30 年確率値	100 年確率値
旭川	0.04	Gumbel	124.9	151.8
網走	0.02	SQRT-ET	102.7	127.8
札幌	0.03	Gumbel	139.1	167.6
帯広	0.01	Gumbel	139.5	165.7
根室	0.02	Gumbel	146.6	175.8
寿都	0.02	GEV	130.5	176.9
秋田	0.02	Gumbel	139.8	164.5
宮古	0.03	Gumbel	228.0	273.7
山形	0.03	SQRT-ET	141.6	179.1
石巻	0.02	Gumbel	141.6	167.7
福島	0.03	Gumbel	150.9	180.6
伏木	0.03	Gumbel	161.8	192.7
長野	0.02	Gumbel	100.9	119.6
宇都宮	0.02	Gumbel	184.9	219.2
福井	0.02	SQRT-ET	167.4	187.7
高山	0.02	GEV	189.5	255.6
松本	0.03	Gumbel	126.8	151.2
前橋	0.04	SQRT-ET	185.4	234.6
熊谷	0.03	Gumbel	227.6	277.5
水戸	0.03	Gumbel	198.0	237.9
敦賀	0.02	Gumbel	179.3	213.3
岐阜	0.02	Gumbel	201.9	238.6
名古屋	0.04	GEV	210.6	270.6
飯田	0.03	SQRT-ET	184.6	229.1
甲府	0.03	Gumbel	194.9	236.6

津	0.02	SQRT-ET	263.4	333.8
浜松	0.03	SQRT-ET	242.1	297.3
東京	0.03	Gumbel	235.9	285.1
横浜	0.02	Gumbel	241.5	289.8
境	0.02	Gumbel	198.6	237.9
浜田	0.02	GEV	235.5	339.9
京都	0.03	SQRT-ET	194.0	241.1
彦根	0.02	Gumbel	161.2	190.9
下関	0.03	SQRT-ET	225.0	279.9
呉	0.02	Gumbel	178.9	212.0
神戸	0.02	SQRT-ET	198.3	253.4
大阪	0.02	SQRT-ET	168.9	190.0
和歌山	0.03	SQRT-ET	226.8	290.4
福岡	0.02	Gumbel	230.6	276.7
大分	0.04	Gumbel	297.8	362.8
長崎	0.02	SQRT-ET	294.4	375.4
熊本	0.02	SQRT-ET	326.6	421.0
鹿児島	0.02	Gumbel	262.0	308.7
宮崎	0.03	SQRT-ET	353.0	446.6
松山	0.02	Gumbel	165.5	196.1
多度津	0.03	Gumbel	157.6	189.5
高知	0.04	SQRT-ET	360.6	449.3
徳島	0.03	SQRT-ET	294.6	374.6
名瀬	0.03	Gumbel	434.0	527.2
石垣島	0.03	Gumbel	300.4	353.6
那覇	0.03	SQRT-ET	377.9	490.2

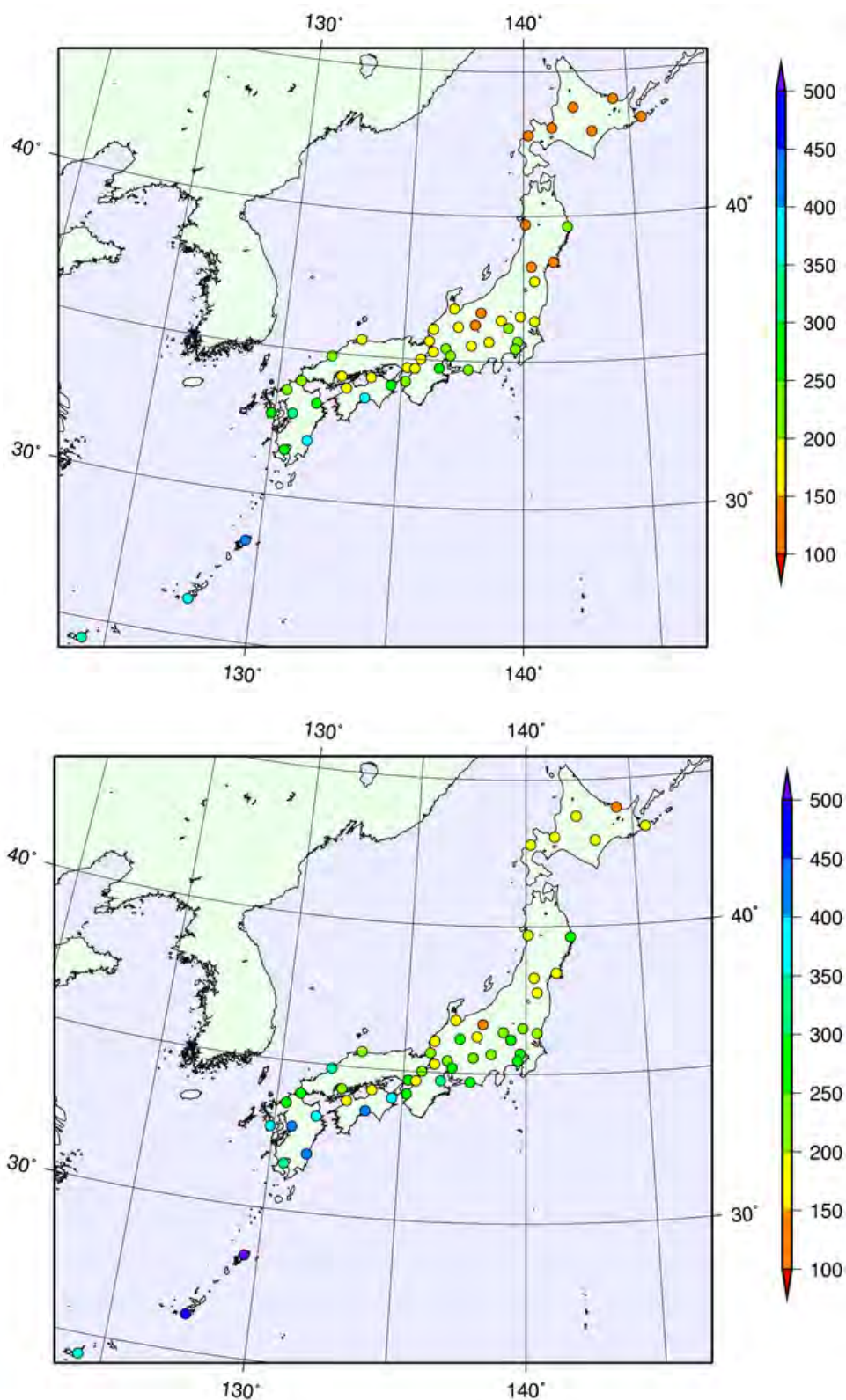


図 2.9 パラメトリック手法の適用によって求められた 30 年確率日降水量（上）と 100 年確率日降水量（下）の分布図（単位：mm）

2.4.2 Cunnane 公式の適用

2.2.2 で述べた Cunnane 公式 (Cunnane, 1978) を適用した結果を表 2.7, 図 2.10 に示す. サンプル数が 110 の場合, 100 年確率値 (非超過確率: 0.990) は既往第 1 位値 (非超過確率: 0.991, 再現期間: 183.7 年) と第 2 位値 (非超過確率: 0.982, 再現期間: 68.9 年) との間にあり, 30 年確率値 (非超過確率: 0.967) は既往第 3 位値 (非超過確率: 0.973, 再現期間: 42.4 年) と第 4 位値 (非超過確率: 0.964, 再現期間: 30.6 年) との間にある.

当然ながら, 100 年確率値が既往最大値 (表 2.5, 図 2.6) よりも大きくなった地点はない.

表 2.7 Cunnane 公式の適用によって求められた気象官署での
30 年確率日降水量, 100 年確率日降水量 (単位: mm)

地点名	30 年確率値	100 年確率値
旭川	141.8	165.7
網走	103.3	142.2
札幌	141.9	181.3
帯広	144.6	167.6
根室	143.5	181.6
寿都	135.2	189.8
秋田	143.6	181.8
宮古	232.7	280.6
山形	155.9	209.6
石巻	138.0	157.3
福島	163.7	167.0
伏木	173.9	189.6
長野	111.1	119.5
宇都宮	178.8	216.4
福井	182.6	199.5
高山	192.8	261.3
松本	131.9	154.4
前橋	179.6	309.7
熊谷	266.6	297.0
水戸	201.9	260.2
敦賀	178.6	198.1
岐阜	218.1	251.6
名古屋	186.9	322.3
飯田	202.3	271.2
甲府	213.7	227.0
津	281.7	357.3

浜松	273.5	326.4
東京	233.8	324.9
横浜	255.5	277.9
境	209.8	229.2
浜田	245.4	362.9
京都	184.4	285.1
彦根	171.1	188.4
下関	209.5	301.1
呉	185.9	209.1
神戸	199.3	295.3
大阪	154.6	216.8
和歌山	252.8	324.7
福岡	232.7	288.6
大分	305.2	428.8
長崎	341.6	416.6
熊本	347.1	446.1
鹿児島	257.3	314.8
宮崎	384.0	512.1
松山	181.5	205.1
多度津	173.3	192.5
高知	362.8	576.3
徳島	273.1	413.9
名瀬	423.8	584.4
石垣島	290.0	340.8
那覇	416.0	452.7

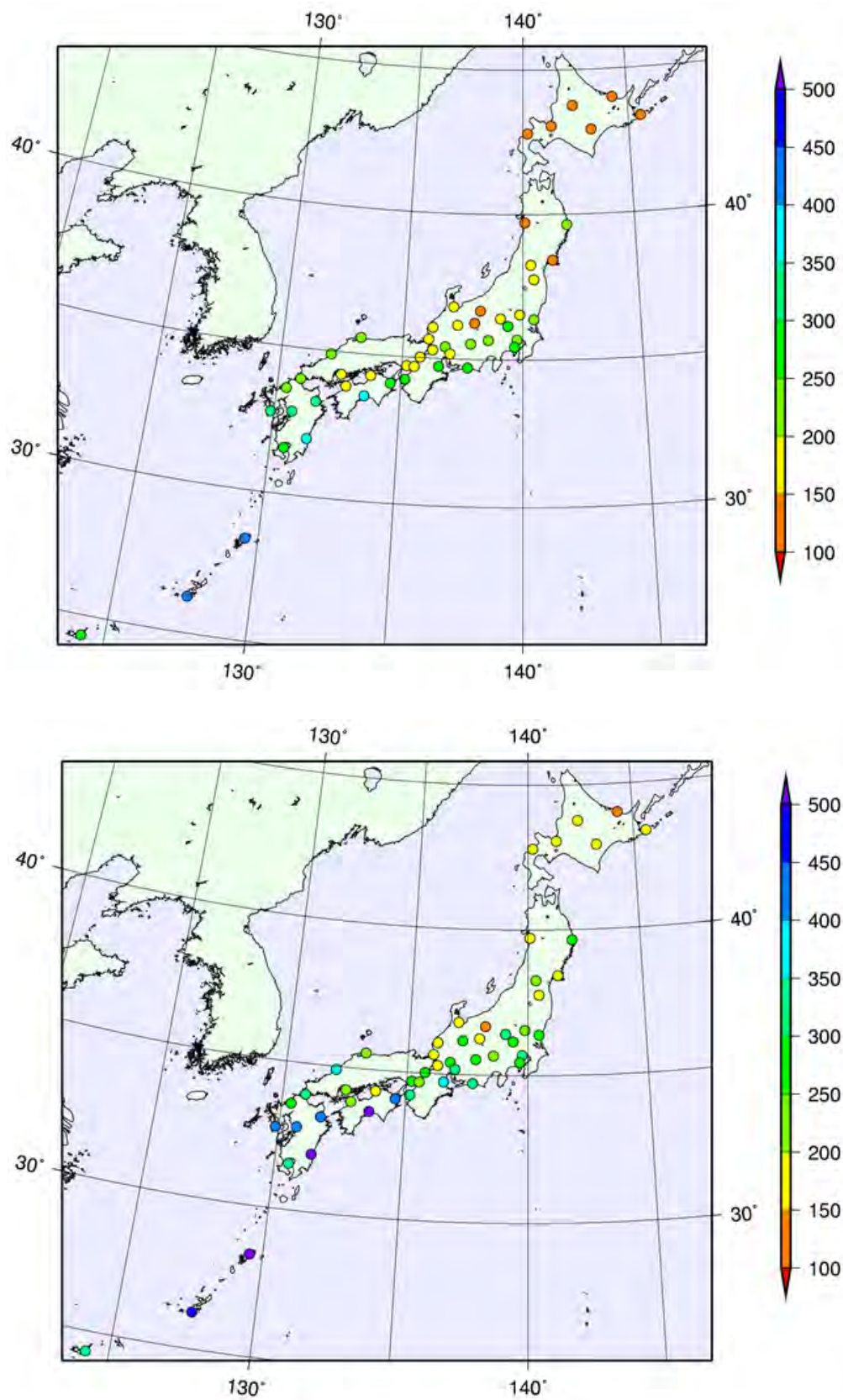


図 2.10 Cunnane 公式の適用によって求められた 30 年確率日降水量（上）と 100 年確率日降水量（下）の分布図（単位：mm）

ここで、採用するプロットイング公式による結果の違いを考察した．一般的にプロットイングポジション公式を用いた非超過確率は (2.5) のように表されることから、 $N=110$ の場合、過去第 1 位値 (r_1)、第 2 位値 (r_2) の非超過確率値から求められる 100 年確率値 P_{100} は

$$P_{100} = -0.98(r_1 - r_2)\alpha + 0.89r_1 + 0.11r_2 \quad (2.17)$$

と表される．このことから、プロットイングポジション公式の α が大きくなるほど、 P_{100} は小さくなり、例えば Hazen 公式 ($\alpha=0.5$) を用いた場合、100 年確率値は Cunnane 公式を用いた場合に比べてわずかに小さくなることが想定される．

2.4.3 リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法の適用

本論文では、寶 (2006) にて提唱された、リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法を以下のように適用した (サンプル数が 110 の場合)．

- ① 110 個のサンプルのうち、重複を許して 110 個のリサンプリングを行う．
- ② Cunnane 公式を用いて、求める再現期間に相当する非超過確率値となる水文量を内挿して求める (2.4.2 と同様)．
- ③ ①、②を多数回繰り返し、その平均値をそれぞれ 100 年確率降水量、30 年確率降水量とする．なお、シミュレーション回数は概ね 1000 回を超えると安定している (図 2.11) が、本論文では、石原・仲江川 (2008) 同様に 2000 回とした．

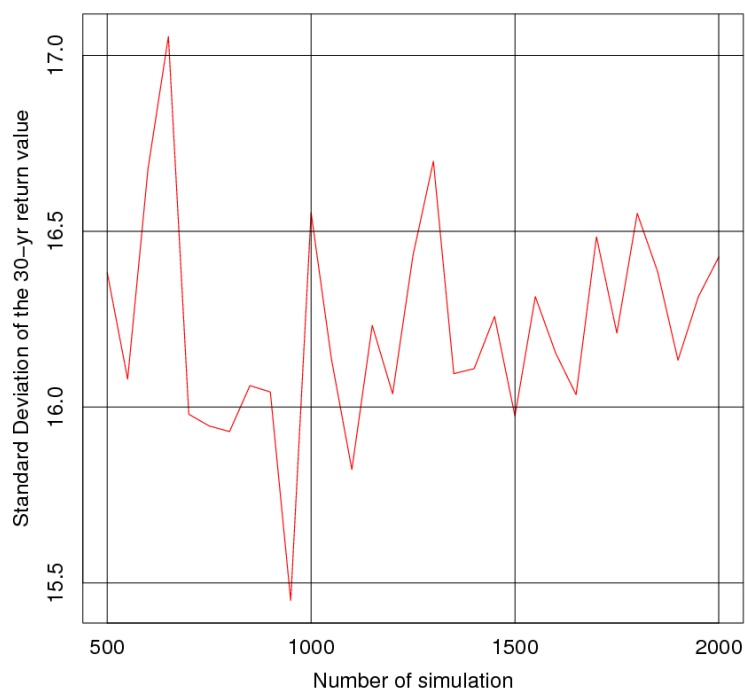


図 2.11 旭川におけるリサンプリング回数と 30 年確率日降水量の標準偏差
 横軸：リサンプリング回数，縦軸：30 年確率日降水量の標準偏差
 （単位：mm）

この結果は，表 2.8，図 2.12 のとおりである．当然ながら，100 年確率値が既往最大値（表 2.5，図 2.6）よりも大きくなった地点はない．

表 2.8 リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法によって求められた気象官署での 30 年確率日降水量，100 年確率日降水量とその標準偏差
 （単位：mm）

地点名	30 年確率値		100 年確率値	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
旭川	138.2	16.2	160.2	9.4
網走	102.0	12.1	134.9	21.0
札幌	142.4	11.7	175.3	23.2
帯広	142.0	11.1	162.2	10.6
根室	144.3	9.8	176.8	25.1
寿都	136.5	23.9	180.7	22.5
秋田	145.2	15.7	173.6	13.7
宮古	231.4	15.7	273.7	32.6
山形	152.9	27.7	198.2	20.2
石巻	138.7	8.5	153.7	7.8
福島	158.7	7.8	166.3	3.2
伏木	172.3	11.3	186.4	6.2

長野	104.9	9.8	117.7	6.0
宇都宮	184.2	16.5	209.4	12.0
福井	173.3	21.5	195.5	9.3
高山	200.7	27.4	246.0	23.3
松本	132.8	10.6	149.3	8.0
前橋	191.0	38.1	285.5	57.0
熊谷	253.8	31.3	289.4	14.8
水戸	209.1	20.5	250.2	22.7
敦賀	177.0	7.5	194.9	12.0
岐阜	215.0	17.5	244.4	14.0
名古屋	191.2	30.9	302.4	89.3
飯田	197.0	25.1	260.1	48.4
甲府	207.6	17.2	224.7	6.9
津	276.2	24.3	346.8	56.4
浜松	270.4	32.8	318.3	23.3
東京	240.9	30.1	313.0	45.8
横浜	248.3	18.5	273.5	12.1
境	206.1	14.5	225.8	10.5
浜田	259.8	45.1	344.2	42.8
京都	208.7	41.6	269.9	27.3
彦根	167.0	10.8	184.7	9.0
下関	211.2	30.6	283.4	42.8
呉	183.4	19.4	205.2	9.7
神戸	209.6	29.7	276.0	37.9
大阪	160.5	18.2	208.3	32.0
和歌山	253.9	27.6	312.0	33.3
福岡	237.4	20.9	279.5	22.9
大分	317.0	46.1	401.4	44.6
長崎	322.3	41.9	400.3	39.7
熊本	343.0	52.7	429.5	45.5
鹿児島	258.1	21.9	300.5	22.5
宮崎	378.5	50.4	494.8	69.9
松山	176.9	13.9	201.0	12.0
多度津	169.3	15.5	189.2	8.7
高知	374.6	71.4	526.6	89.7
徳島	280.7	44.8	384.1	64.8
名瀬	459.5	60.6	562.5	53.8
石垣島	283.3	19.0	334.0	33.6
那覇	369.5	66.8	440.3	33.5

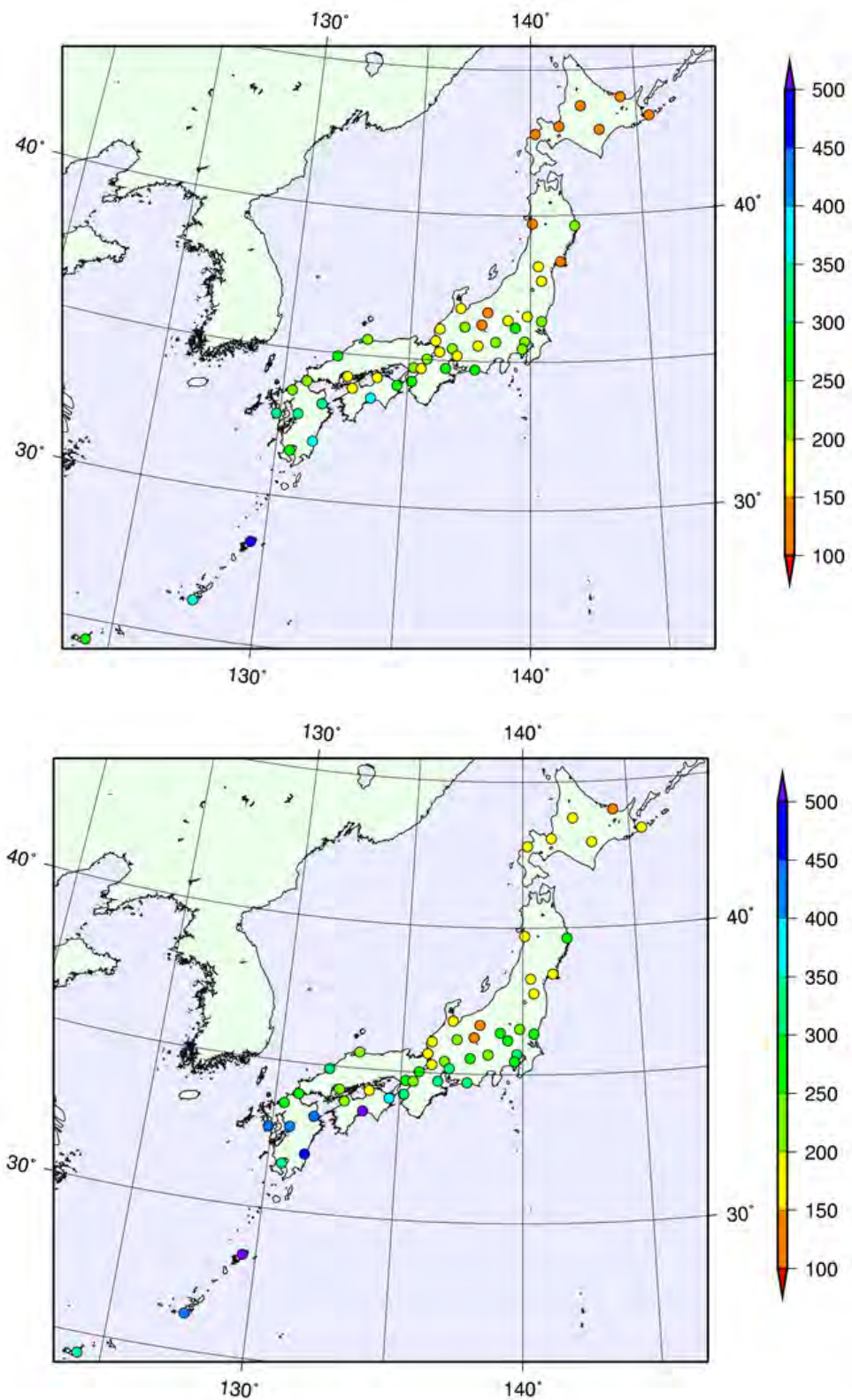


図 2.12 リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法の適用によって求められた 30 年確率日降水量（上）と 100 年確率日降水量（下）の分布図
（単位：mm）

2.5 手法間の違いについての考察

ここまで、51 気象官署データにさまざまな水文統計手法を適用することで、それぞれ 30 年確率日降水量、100 年確率日降水量を算出した。

ここで、100 年確率値について、2.4.3 で求められたリサンプリングを用いたノンパラメトリック手法による確率値と、2.4.1 で求められたパラメトリック手法によって求められた確率値との比較を行い、両者の特徴を整理しておく。図 2.13 は、

- (A) : リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法により求められた年最大日降水量の 100 年確率値 (bootstrap 法による標準偏差もあわせてエラーバーとして示している)。
- (B) : パラメトリック手法に基づき求められた 100 年確率値
- (C) : 1901~2010 年における既往最大値
- (D) : 過去第 1 位値と第 2 位値を基にした異常度

を地点ごとに示したものである。

異常度 (D) は累年観測データの上位に位置する極端な降水量がどの程度平均からずれていたかを示す指標として用いており、式 (2.18) のように、過去第 1 位値と第 2 位値それぞれの規格化偏差 (平均値からのずれを標準偏差で割った値) の平均値であると定義する。

$$\frac{S_1 + S_2}{2} \quad (2.18)$$
$$S_i \equiv \frac{r_i - r_{ave}}{\sigma}$$

ここで、 r_i を過去 i 番目に多い年最大日降水量、 r_{ave} をそれらの平均値、 σ をそれらの標準偏差であり、 S_i は r_i の規格化偏差を表すことになる。

これを見ると、100 年確率値 (A)、(B) はほとんど良く一致していることが分かる。両者の相関係数は 0.99、両者の比 (A/B) は 51 地点平均で 1.03 であった。ところが、異常度 (D) が大きかった前橋や高知では比 (A/B) がそれぞれ 1.21、1.17 となるなど、異常度 (D) の大きい地点ではノンパラメトリック手法による値の方が大きくなる傾向が見られる。これは、ノンパラメトリック手法では 100 年確率値が過去第 1 位値と第 2 位値との間にあるために、規格化偏差が大きい極端な値が実際に観測された地点ほど 100 年確率値が上方に引きずられているためである。比 (A/B) と異常度 (D) との相関係数は 0.78 であった。

また、規格化標準偏差 (標準偏差/100 年確率値 (A) と定義する) は、上記の異常度 (D) よりも、過去第 1 位値のみの規格化偏差値の方が相関係数 0.95 という高い相関関係が認められた (異常度 (D) との相関係数は 0.76)。これは、100 年確率値が

bootstrap 法によるリサンプリングにおいて、過去第 1 位値が含まれるかどうかによって大きく変動するためにその規格化偏差値の影響を大きく受けたためであると考えられる。このため、ノンパラメトリック手法によって得られた 100 年確率値が過去の極端な値の出現によってどの程度の不確実性をもつかという指標として、標準偏差値だけでなく、この規格化標準偏差値を用いることも有効であると考えられる。

さて、確率的に考えれば、100 年確率値を超える値が 110 年間に生じない（100 年確率値 > 110 年間最大値となる）確率は、

$$\left(1 - \frac{1}{100}\right)^{110} \approx 0.33 \quad (2.19)$$

である。言い換えると、51 地点のデータがある場合は、約 34 地点で既に生じており、残りの約 17 地点では未経験となる。実際、パラメトリック手法を用いた結果、7 地点において、求められた 100 年確率値が既往最大値よりも大きくなっている。このことは理論値よりも全体的にやや過小評価している可能性を示しているが、51 地点しかデータがないことからその信頼性は低いと考える。

一方、ノンパラメトリック手法では、「100 年以上ものデータが存在するのであれば、100 年確率値は既に経験している」との前提に立っており、上記の確率的な議論とは明らかに前提が異なっている。このため、既往最大値を超えるような 100 年確率値は存在しないことはもちろん、2000 年に名古屋で観測されたような極端な降水量も異常値として棄却されることなく、再現期間約 180 年の確率値に固定して扱われる（リサンプリングによって選ばれない組合せもあるが）。この影響により、ノンパラメトリック手法による算出値がパラメトリック手法による値と比して、平均して大きくなったと考えられる。また、ノンパラメトリック手法による標準偏差は過去第 1 位値（既往最大値）と高相関であることから、過去の異常値を標準偏差の幅として表していることが分かった。

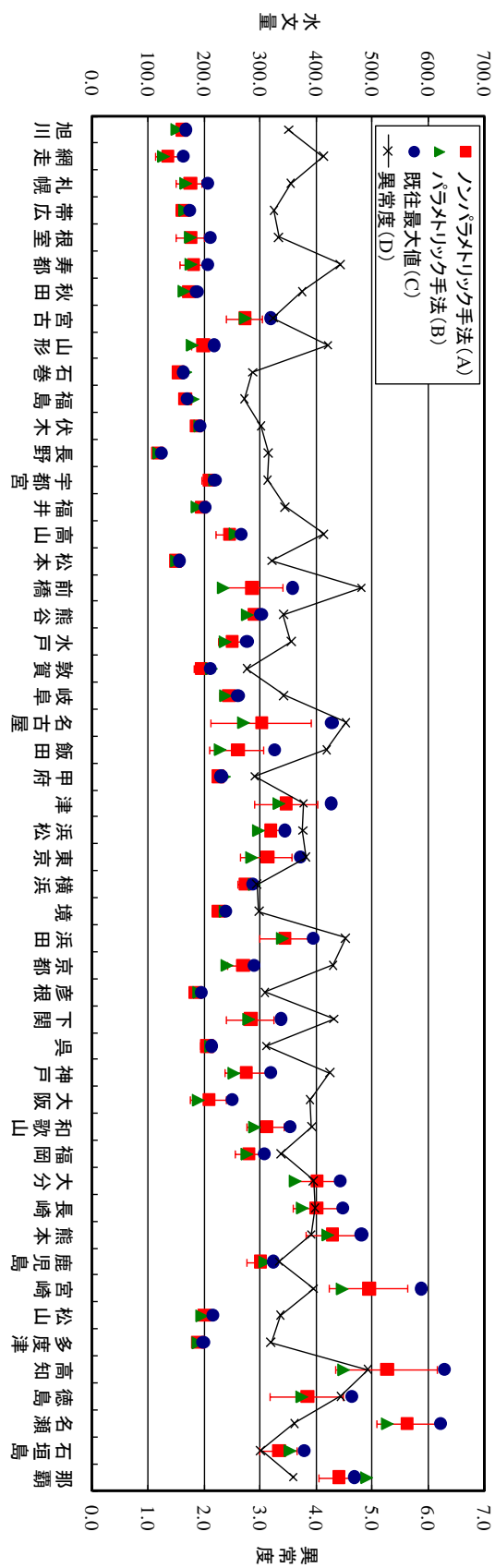


図 2.13 地点ごとの水文統計量（単位：mm）と異常度

参考文献

- 中小河川計画検討会（1999）：中小河川計画の手引き（案）～洪水防御計画を中心として～．（財）国土開発技術研究センター，242pp.
- Cunnane C. 1978. Unbiased Plotting Positions – A Review. *Journal of Hydrology* **37**: 205–222.
- Gringorten I. 1963. A plotting rule for extreme probability paper. *Journal of Geophysical Research* **68**: 813–814.
- Gumbel EJ. 1958. Statistics of extremes, Columbia University Press, New York.
- Hazen A. 1914. The storage to be provided in impounding reservoirs for municipal water supply, *Transactions of the American Association of Civil Engineers* **77**: 1539–1669.
- 星清（1998）：水文統計解析，開発土木研究所月報，**540**，pp.31–63.
- Hosking JRM. 1990. *L*-moments: Analysis and Estimation of Distributions using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society* **B52**: 105–124.
- Hosking JRM, Wallis JR. 1997. Regional Frequency Analysis: An Approach based on *L*-moments. Cambridge University Press: Cambridge; 224pp.
- 石原幸司・仲江川敏之（2008）：全国 51 地点におけるノンパラメトリック手法を用いた確率降水量の算出，水文・水資源学会誌，**21**，pp.459–463.
- Kendall M. 1938. A New Measure of Rank Correlation. *Biometrika* **30**: 81–89.
- 小林健二（2006）：確率降水量と再現期間の推定，測候時報，**73**，pp.51–72.
- 宝馨，高棹琢馬（1988）：水文頻度解析における確率分布モデルの評価基準，土木学会論文集，No.393/II-9，pp.151–160.
- 寶馨（2006）：大標本時代の水文頻度解析手法ーリターンピリオドを超えるようなサイズの標本に対する極値データ解析ー，京都大学防災研究所年報，**49B**，pp.7–12.
- 外山奈央子，水野量（2002）：*L*-moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における確率降水量の推定，気象庁研究時報，**54**，pp.55–100.

3 地域頻度解析の概要とその有効性評価

3.1 はじめに

地域頻度解析は、アメダスデータや地球温暖化予測実験結果のようにデータ期間が短いものの空間的に密なデータへ適用することによって、より信頼性の高い確率降水量を評価できる手法である。石原（2010）では、地域頻度解析によって得られた 30 年確率値について、他手法によって得られた値との比較を行うことでその有効性を評価しているものの、より長期間のデータに基づく確率値（特に 100 年確率値）との比較は行っておらず、その有効性はまだ十分に評価されていない。そこで本章では、最新のアメダスデータに地域頻度解析を適用することで、30 年確率値と 100 年確率値を算出し、他手法による確率値と比較することで、その有効性評価を行った。

具体的な評価手順は、以下のとおりであり、それらを図示したのが図 3.1 である。

- ① アメダスデータに地域頻度解析を適用し、30 年確率日降水量、100 年確率日降水量を算出する（3.3）。
- ② 各アメダス地点において、①で求められた 30 年確率日降水量、100 年確率日降水量と、同じデータに極値分布形を用いたパラメトリック手法を適用した結果とを比較する（3.4.1）。
- ③ ①、②で求められた 100 年確率値について、第 2 章で求めた 51 アメダス地点（＝51 気象官署）における 100 年確率値と比較する（3.4.2）。

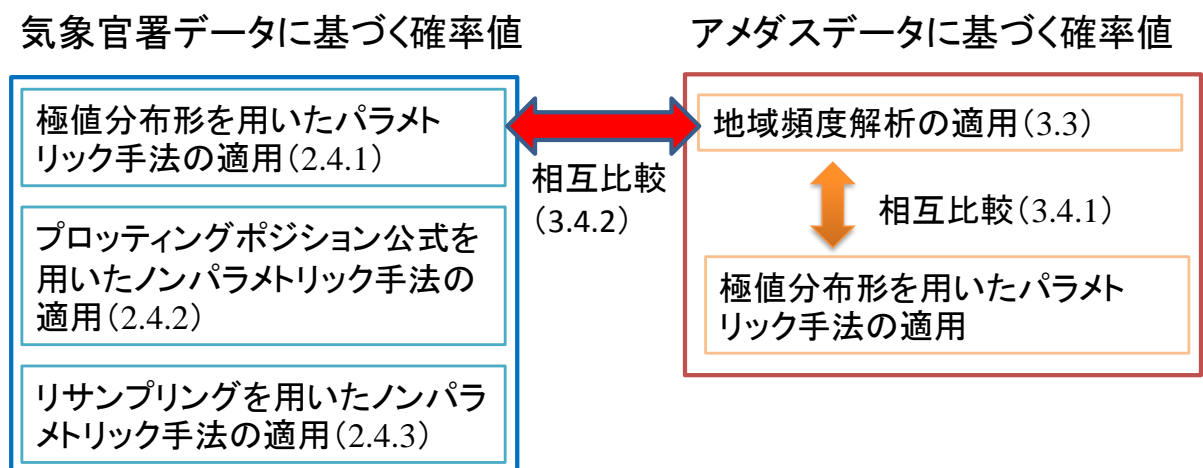


図 3.1 本章での地域頻度解析の有効性評価の流れ

3.2 アメダスデータ

3.2.1 概要

アメダス (AMeDAS) は「Automated Meteorological Data Acquisition System」の略で、「地域気象観測システム」のことである。雨、風、雪などの気象状況を時間的、地域的に細かく監視するために、降水量、風向・風速、気温、日照時間の観測を自動的に行うものである。このアメダスは 1974 年 11 月 1 日から運用を開始し、現在、降水量を観測する観測所は全国に約 1300 地点（約 17km 間隔）ある。なお、このうち、約 840 か所（約 21km 間隔）では降水量に加えて、風向・風速、気温、日照時間を観測しているほか、雪の多い地方の約 300 か所では積雪の深さも観測している（<http://www.jma.go.jp/jma/kishou/known/amedas/kaisetsu.html>）。

このように、アメダスは気象官署よりもはるかに空間的に密に存在していると言えるが、1970 年代以降順次配備されてきたことから、データ期間が地点ごとに異なっていることに加え長くても 30 年程度と短いために、十分な精度を持った確率水文量の評価ができないのが現状である。

図 3.2 は、全国のアメダス地点のうち、年最大日降水量が、観測開始から 2010 年までに 20 年以上、「正常値」が存在する地点（1096 地点）における既往最大値を示したものである。これを見ても、図 2.6 と同様の傾向が見られ、西日本や南西諸島、太平洋側で値が大きくなっていることが分かる。最も大きな値は、香川県内海の 790.0mm

（1976 年 9 月 11 日）である。また、各地点における平均値を表す I_1 は、全国的には北海道から九州地方にかけての太平洋側で値が大きくなっており、特に東海地方から四国、九州地方南部にかけて 200mm 以上となっている（図 3.3）。

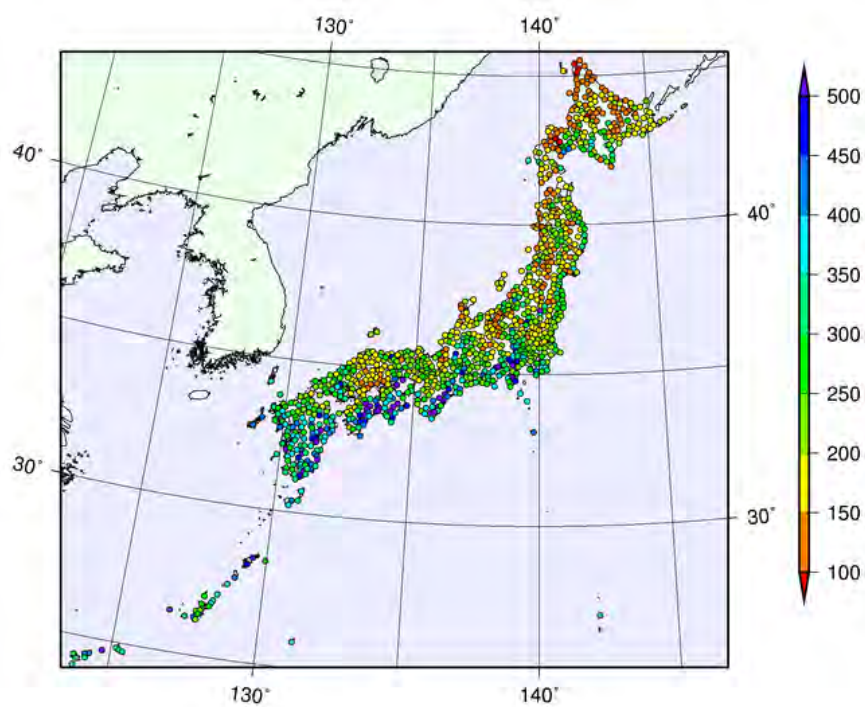
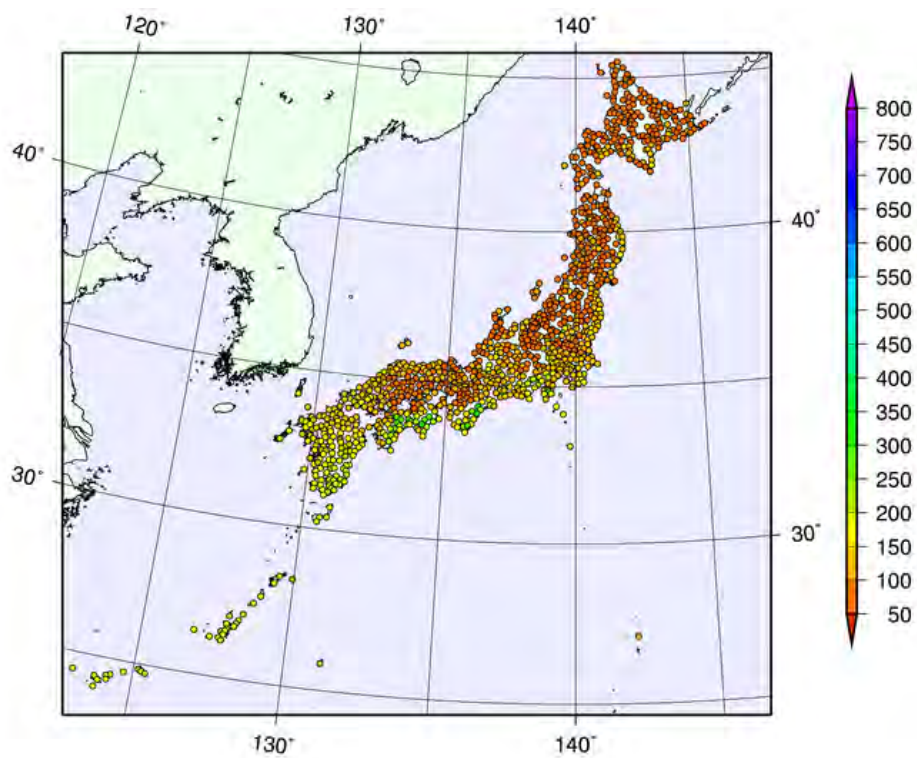
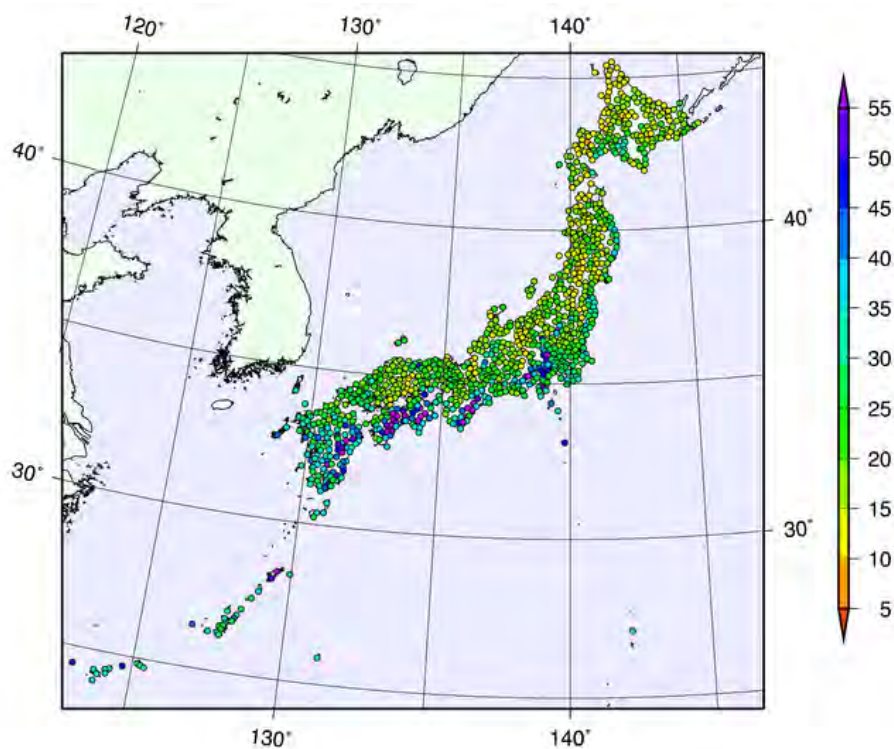


図 3.2 アメダス地点における年最大日降水量の既往最大値分布 (単位: mm)
観測開始から 2010 年までに 20 年以上「正常値」が存在する 1096 地点を対象としている.

1 次の L -moment l_1 (単位: mm)



2 次の L -moment l_2 (単位 : mm)



L -CV (単位 : 無次元)

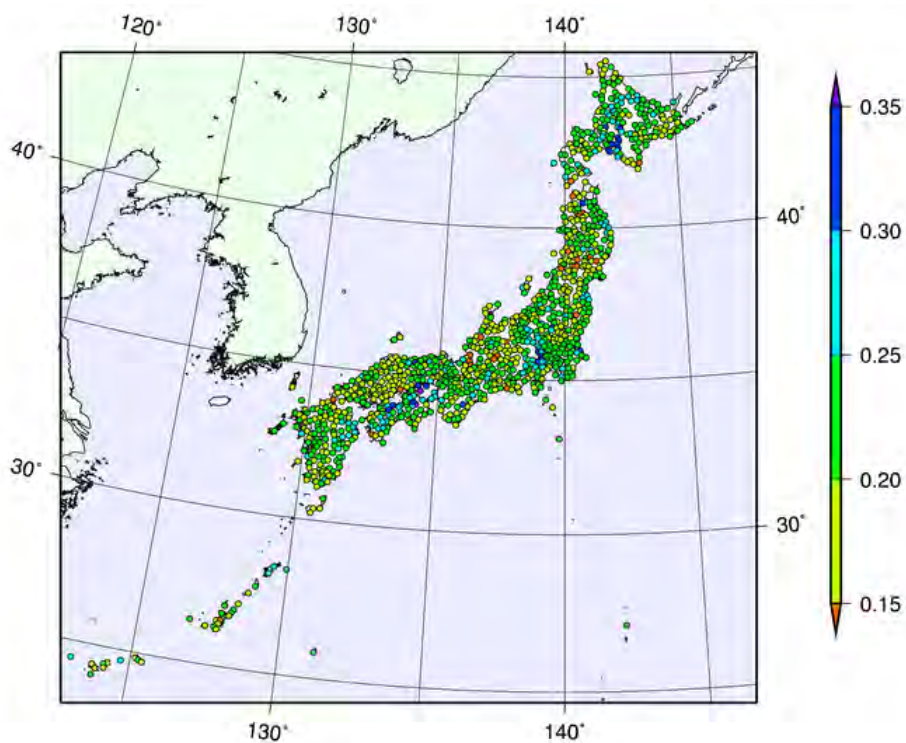


図 3.3 アメダス地点における各 L -moment (ratio) 分布

観測開始から 2010 年までに 20 年以上「正常値」が存在する 1096 地点を対象としている。

3.2.2 気象官署とアメダス地点

各気象官署は、アメダス地点としても用いられている（表 3.1）。例えば、「東京」の場合は世界気象機関（WMO：World Meteorological Organization）が定める国際地点番号 47662 の気象官署であるとともに、アメダス地点番号 44132 として用いられている。しかし、両者は、同じ観測データを基としているが、統計方法が異なっており、アメダスデータとして用いる際には他のアメダス地点同様の統計処理を行っている。具体的には、降水量の場合、気象官署では 1 分ごとの雨量を連続観測しているが、アメダス地点では 10 分間隔でのみ観測を行っているので、気象官署データをアメダスデータとして用いる場合は、あえて 10 分間隔のデータ処理を行っている。このため、両者において、年最大日降水量（0 時～24 時までの 24 時間降水量の年最大値）は一致するものの、年最大 24 時間降水量（任意の時刻から 24 時間分の降水量の年最大値）は前者が 1 分間隔での統計となるのに対して、後者が 10 分間隔での統計となる点において異なる結果となる場合があり得る。また、アメダスは 1970 年代後半より開始された観測システムであるために、たとえ長い観測期間をもつ気象官署と同じアメダス地点であっても、統計期間は他のアメダス地点と同じく短くしている。

このように、年最大日降水量では、同じ地点のデータでも、気象官署としてはサンプル数が 100 を超えるものの、アメダス地点としては 35 程度しかなくなってしまうのである。よって、本論文ではこの違いを利用し、気象官署としてサンプル数の多いデータを用いて得られた確率値と、アメダス地点としてサンプル数の少ないデータを用いて得られた確率値との比較を行うこととした。

なお、本論文にて表 2.5 にある 51 地点を、気象官署として扱うときは「51 気象官署」、アメダス地点として扱うときは「51 アメダス地点」と定義することとする。

表 3.1 51 気象官署の国際地点番号とアメダス地点番号の対応表

地点名	国際地点番号	アメダス地点番号
旭川	47407	12442
網走	47409	17341
札幌	47412	14163
帯広	47417	20432
根室	47420	18273
寿都	47421	16252
秋田	47582	32402
宮古	47585	33472
山形	47588	35426
石巻	47592	34292
福島	47595	36126
伏木	47606	55091
長野	47610	48156
宇都宮	47615	41277

福井	47616	57066
高山	47617	52146
松本	47618	48361
前橋	47624	42251
熊谷	47626	43056
水戸	47629	40201
敦賀	47631	57248
岐阜	47632	52586
名古屋	47636	51106
飯田	47637	48767
甲府	47638	49142
津	47651	53132
浜松	47654	50456
東京	47662	44132
横浜	47670	46106
境	47742	69006
浜田	47755	68376
京都	47759	61286
彦根	47761	60131
下関	47762	81428
呉	47766	67511
神戸	47770	63512（1999 年以降：63518）
大阪	47772	62078
和歌山	47777	65042
福岡	47807	82182
大分	47815	83216
長崎	47817	84496
熊本	47819	86141
鹿児島	47827	88317
宮崎	47830	87376
松山	47887	73166
多度津	47890	72111
高知	47893	74181
徳島	47895	71106
名瀬	47909	88836
石垣島	47918	94081
那覇	47936	91197

3.3 アメダスデータへの地域頻度解析の適用

3.3.1 地域頻度解析の概要¹²

(1) sample L -moments の算出

まず始めに、地点ごとに sample L -moments を算出する．サンプル数が 20 を超える場合、求められた sample L -moments, sample L -moment ratios は不偏推定値であると考えられる．本論文で、サンプル数が 20 以上ある地点のみを対象としているのはこのためである．

(2) データ検定

データの中の異常値を検出する目安として、sample L -moment ratios が他の地点と大きく異なっている地点を検出する．考え方としては、各地点 (i) の $(t^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)})$ を三次元図上にプロットしたとき、中心（地域平均値）からの距離で判別する方法である（図 3.4）．

具体的には、地点数 N (>4) のとき、地点ごとに sample L -moments のベクトル $\mathbf{u}_i = [t^{(i)} \ t_3^{(i)} \ t_4^{(i)}]^T$ を用いた以下の D_i を求める．

$$D_i = \frac{1}{3} N (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \mathbf{A}^{-1} (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}) \quad (3.1)$$

ここで、

$$\begin{aligned} \mathbf{A} &= \sum_{i=1}^N (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \\ \bar{\mathbf{u}} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{u}_i \end{aligned} \quad (3.2)$$

である．

この値がしきい値 $(N-1)Z/(N-4+3Z)$ を上回っているときには、データ異常を疑う必要がある．ここで、 Z は自由度 3、 $N-4$ の F 分布における $100\alpha/N$ パーセント点である（しきい値の具体的な数値は表 3.2 のとおり）．

なお、この D_i は、続く(3)において地域内のデータ均質性を確保する際に、どの地

¹² Hosking and Wallis (1997), 外山・水野 (2002) を参照．

点を他地域に移動（または削除）させるかの指標としても用いられる．

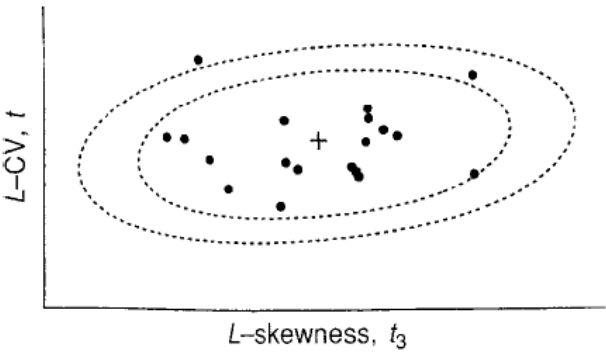


図 3.4 t, t_3 の二次元平面上における分布に基づく異常値の検出
 (イメージ図)
 Hosking and Wallis (1997) の Fig.3.1 より引用

表 3.2 地点数と D_i のしきい値

地点数	D_i のしきい値
5	1.333
6	1.648
7	1.917
8	2.140
9	2.329
10	2.491
11	2.632
12	2.757
13	2.869
14	2.971
15 以上	3

(3) 地域内のデータ均質性の評価

次に, 各地点の sample L -CV である $t^{(i)}$ の地域内のばらつき具合を評価することで, その地域の不均質性を定量化する．
 具体的には, まず,

$$\begin{aligned} t^R &= \sum_{i=1}^N n_i t^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i \\ t_r^R &= \sum_{i=1}^N n_i t_r^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i \end{aligned} \quad (3.3)$$

による, $t^{(i)}$ のサンプル数に応じた地域平均値 t^R を用い, 以下の V を求める (これを V_0 とする).

$$V = \left\{ \sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2 / \sum_{i=1}^N n_i \right\}^{1/2} \quad (3.4)$$

ここで, N は対象地域内の全地点数, n_i は i 番目の地点におけるサンプル数である.

次に, 以下の作業を行うことで, その地域が均質であると仮定した場合との比較を行う.

- ① (3.3)により, 各地点のサンプル数に応じた sample L -moments, sample L -moment ratios の地域平均値を求める.
- ② ①の地域平均値に適合する kappa 分布 (Appendix B 参照) のパラメータを求める. このとき, 1 次の sample L -moment の地域平均値 l_1^R は 1 に固定する.
- ③ ②の kappa 分布に基づくクオントイル関数にランダムな非超過確率を当てはめることで, 地点数・サンプル数が元のデータと同じとなるようなデータを発生させ, 仮想的に均質な地域を再現させる.
- ④ ③で再現された地域に対して, (3.4) を適用し, V を求める.
- ⑤ ③, ④を多数回行うことで, その平均 μ_V と標準偏差 σ_V を求める.
- ⑥ 不均質性を示す指標として, 次式の H を定義する.

$$H = \frac{V_0 - \mu_V}{\sigma_V} \quad (3.5)$$

なお, Hosking and Wallis (1997) によれば, このモンテカルロ・シミュレーションで kappa 分布を用いたのは, この分布形が四つのパラメータをもち, GLO 分布, GEV 分布, GPA 分布を含んでいる (Appendix B 参照) ことから, 多くのパターンを再現できるほか, 現段階で特定の極値分布形に依存することを避けるためである.

H が十分大きいと, 地域が均質であると仮定した場合における $t^{(i)}$ のばらつきと比較して, 実際のばらつきがかなり大きいということになり, その地域は不均質である

とみなされる.

Hosking and Wallis (1997) では,

- $H < 1$: ほぼ均質 (acceptably homogeneous)
- $1 \leq H < 2$: 不均質である可能性がある (possibly heterogeneous)
- $H \geq 2$: 明らかに不均質 (definitely heterogeneous)

としている. ここで, これらのしきい値は均質と不均質を明確に分離するものではないが, 不均質性を見抜くには良い値であり, V が正規分布するとした場合に, 有意水準 10% のときの V より計算される H が 1.28 となることによるものである.

実際の適用により $H \geq 2$ となる地域については, (2) で求めた D_i を参照するなどして, 不均質性の原因となった地点を調べ, 他の地域への移動や削除など, 均質な地域になるような修正を行う必要がある. また, H が十分小さい ($H < -2$) と, 各地点間のデータに大きな相関があるということになり, データをもう一度見直す必要がある.

(4) 分布形の選択

三つのパラメータを必要とする一般化極値分布 (GEV), 一般化ロジスティック分布 (GLO), 3 母数対数正規分布 (LN3), 一般化パレート分布 (GPA), ピアソンⅢ型分布 (PE3) の中から地域内共通の分布形として最適なものを選択する (各分布形の詳細は Appendix B を参照).

これらパラメータが三つの分布関数は, 各関数形に対して L -skewness t_3 と L -kurtosis t_4 の理論線が一意に決まるという特徴があり (図 3.5), 分布形の選択には以下の式で定義される指数を用いる.

$$Z^{\text{DIST}} = (\tau_4^{\text{DIST}} - t_4^{\text{R}} + B_4) / \sigma_4 \quad (3.6)$$

ここで, τ_4^{DIST} は, ある分布形を仮定したときに, 式 (3.3) で算出された t_3 の地域平均値 t_3^{R} から一意に求められる L -kurtosis である. つまり, この Z^{DIST} は t_4^{R} と τ_4^{DIST} との類似度を示す指数である. また, B_4 と σ_4 はそれぞれ t_4^{R} の偏りと標準偏差であり, (3) 同様に以下の手順で kappa 分布に基づくシミュレーションを行うことで得られる.

- ① 式 (3.3) により, 各地点のサンプル数に応じた sample L -moments, sample L -moment ratios の地域平均値を求める.

- ② ①の地域平均値に適合する **kappa** 分布のパラメータを求める．このとき，1 次の **sample L-moment** の地域平均値 l_1^R は 1 に固定する．
- ③ ②の **kappa** 分布に基づくクオンタイル関数にランダムな非超過確率を当てはめることで，地点数・データ数がオリジナルと同じとなるようなデータを発生させ，仮想的に均質な地域を再現させる．
- ④ ③で再現された地域に対して， t_4 の地域平均値 $t_4^{[m]}$ (m はシミュレーション番号) を求める．
- ⑤ ③，④を多数回 (N_{sim}) 行うことで，以下の式 (3.7) に基づき B_4 と σ_4 を求める．

$$B_4 = N_{\text{sim}}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{\text{sim}}} (t_4^{[m]} - t_4^R)$$

$$\sigma_4 = \left[(N_{\text{sim}} - 1)^{-1} \left\{ \sum_{m=1}^{N_{\text{sim}}} (t_4^{[m]} - t_4^R)^2 - N_{\text{sim}} B_4^2 \right\} \right]^{1/2} \quad (3.7)$$

ここで， N_{sim} はシミュレーション回数， $t_4^{[m]}$ は m 回目のシミュレーションにおける t_4 の地域平均値である．

この結果， $|Z^{\text{DIST}}| \leq 1.64$ であれば，その分布形に属するとみなすことができる．複数の分布形が該当する場合は，最小となるものを採用する．なお，どの分布形も該当しない場合は，五つのパラメータをもつ **Wakeby** 分布 (Appendix B を参照) を採用することとする．

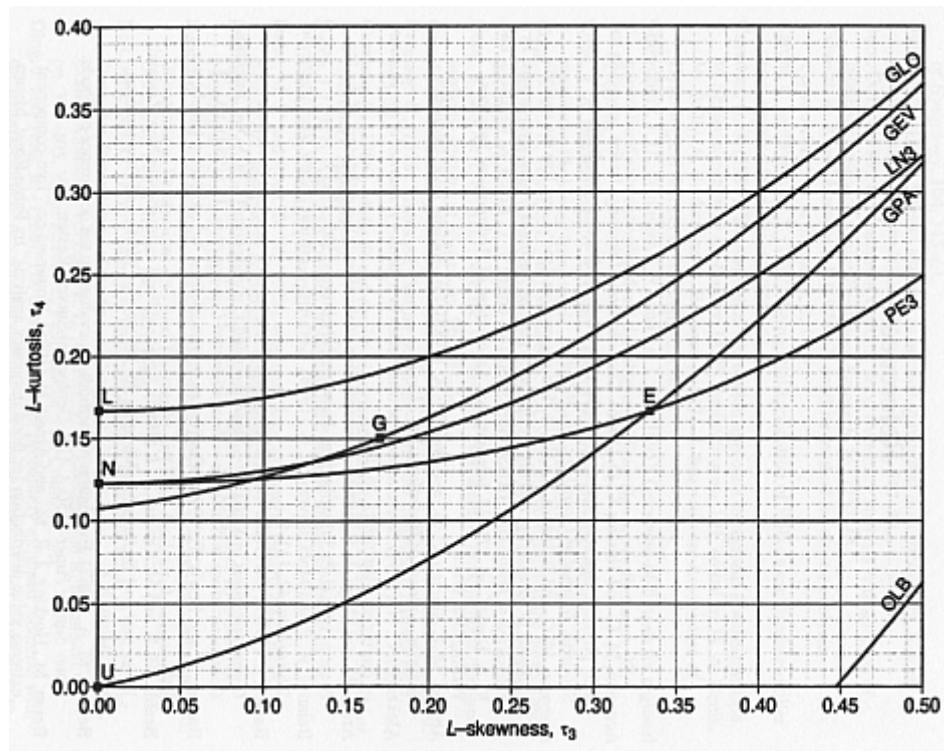


図 3.5 地域頻度解析で用いる各極値分布形の τ_3 と τ_4 の理論曲線

Hosking and Wallis (1997) の Fig.2.5 より引用

(5) 地点ごとの確率値の評価

(4)にて当てはめる分布形が決定されると、求める再現期間に相当する非超過確率を F ，採用された地域共通の分布形のクオンタイル関数を $q(F)$ としたときの、各地点における確率降水量 $Q_i(F)$ は、その地点の 1 次の sample L -moment ($l_1^{(i)}$) を用いて次式で表される。

$$Q_i(F) = l_1^{(i)} q(F) \quad (3.8)$$

3.3.2 アメダスデータへの適用結果

前節で述べた地域頻度解析をアメダス地点に適用するにあたっては、以下の手順で行った。各手順で求められた各地域における結果を表 3.3，また，除外地点がなく均質性が保たれていた地域の例として宗谷支庁における結果を表 3.4 に示す。

(1) 地域分け

石原 (2010) では行政区分に従い、日本を 47 都道府県に分け、さらに、北海道は

14 支庁別とした。また、東京都については、伊豆・小笠原諸島に属する 4 地点（新島，三宅島，八丈島，父島）を別地域とし，2 地域に分けた。このため，最終的には，日本を計 61 地域に分けたことになる。

(2) 各地点での sample L -moments, sample L -moment ratios の計算

また，全地点における主要な L -moments 間の相関係数を求めると， l_1 と l_2 の相関係数が 0.92 と最も高くなった。このことは， l_2 が母集団分布の分散に相当することから，降水量の平均値が大きい（小さく）地点ほど，分散が大きく（小さく）なることを示している。その他に相関係数が高かったのは， l_2 と L -CV で 0.47, L -CV と L -skewness で 0.49, L -skewness と L -kurtosis が 0.68 であった。このうち， l_2 と L -CV が高相関であるのは L -CV の定義より明らかではあるが， L -skewness と L -kurtosis が高相関であることは，61 地域中 59 地域で Z^{DIST} に基づく最適な分布形（Wakeby 分布ではない分布形）が選択されており（表 3.3），図 3.5 に示されているような各分布形の理論線に各地域の L -skewness, L -kurtosis が近いことと矛盾しない。

(3) データ検定

今回使用したデータは，気象庁が正常値とみなしているデータのみを用いていることから，外山・水野（2002）同様に，この段階では仮に D_i が大きい地点があったとしても削除等を行わなかった。

宗谷支庁の各アメダス地点における D_i は表 3.4 のとおり，特に値が大きい地点はなかった。しかし， D_i の大きい地点が 1 地点含まれていた岡山県の事例を以下に紹介する。

図 3.6 は，岡山県にある 20 地点の $(t^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)})$ の散布図である。この図を見ると，右上に 1 地点大きく飛び出している地点があることが分かる（●で示した）。この地点は D_i が 3.36 と大きくなった地点で，データ異常であるとは考えられないため，次の(4)で対処することとする。

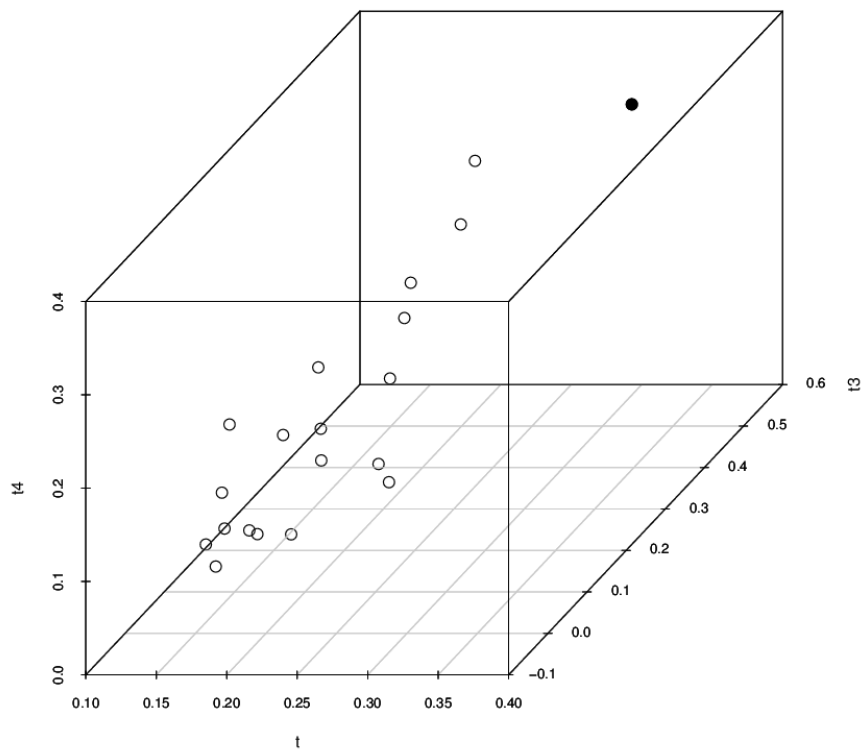


図 3.6 岡山県内の全 20 地点における sample L -moments ($t^{(i)}$ 、 $t_3^{(i)}$ 、 $t_4^{(i)}$) の
三次元散布図

(4) 地域内のデータ均質性の評価

均質性の評価で H 値が 2 以上となった地域については、均質性を確保するために、一部 D_i の大きかった地点などを主観的に判断し、各地域内で 1～7 地点（計 34 地点）除去した。この除去作業に際しては、効果的な手法はなく主観的に試行錯誤で行っているのが現状であるが、できるだけ削除地点が少なくなるようには試みている。

このような処理を行った結果、最終的に本研究で地域頻度解析を用いて確率降水量が求められた地点数は、1062 地点となった。

前述の岡山県の場合、当初は図 3.6 の●で示した地点の影響で H 値が 3.39 と大きな値となってしまったが、この地点を除外した結果、 H 値は 1.36 となり均質性が確保されるようになった。

削除する地点の選択についてはまだ検討の余地があるが、逆に言うと、この結果は、34 地点のみの除去で行政区分に従い、かつ、均質な 61 地域に分割できたことを示している。外山・水野（2002）では 49 地域であったことを考えると、やや細かく分割したことにはなるが、現在の行政区分で均質性が保たれた理由としては、行政区分の境界が主に山脈や大河川などの地形で区切られており、最低限の気候学的区分が満たされていることが挙げられる。実際、外山・水野（2002）での 49 地域も同じ傾向をもった地域分けとなっている。

なお、宗谷支庁では、 H 値が -1.62 となり、均質性が保たれていたために、地点の見直しは行っていない。

(5) 分布形の選択

各地域において選択された分布形は表 3.3 のとおりであり、GEV (一般化極値分布) が 22 地域でもっとも多くなった。なお、GPA (一般化パレート分布) が選択された地域はなかった。

宗谷支庁では GLO, GEV, LN3, PE3 分布が Z 値の規準を満たしたが、 -0.79 と最も Z 値が小さかった LN3 分布が最終的に選択された。

(6) 地点ごとの確率値の評価

地域ごとに分布形が定まると、再現期間 30 年に相当するクオンタイル q_{30} が求まり、この q_{30} は香川県で 2.3 以上とやや大きいもの、他の地域はほぼ 1.6~2.1 の範囲内におさまった。

各地点の 30 年確率値は地域ごとに定まった q_{30} にその地点の l_1 をかけることで求まるが、 q_{30} が地域ごとに大きく変化しないということは、地点間の 30 年確率値の比がほぼその地点間の l_1 の比になることを意味する。

図 3.7 は、各地点で求められた 30 年確率値、100 年確率値の分布図である。この図を見ると、 l_1 の空間パターンとよく似ており、主に北海道から九州地方にかけての太平洋側で値が大きくなっている。特に紀伊半島や四国、九州地方で 500mm 以上の大きな値となった。

なお、宗谷支庁においては、LN3 分布の 30 年確率値、100 年確率値に相当するクオンタイル値がそれぞれ 1.651, 1.883 であったことから、各地点の 30 年確率値、100 年確率値はともに、それらの値にその地点の l_1 をかけた値となる (表 3.4)。

表 3.3 地域ごとの地点数と採用された極値分布形，クオントイルの一覧

地域名	最終 地点数	削除 地点数	H 値	分布形	Z 値	q_{30}	q_{100}
宗谷支庁	10		-1.62	LN3	-0.79	1.651	1.883
上川支庁	22		1.44	LN3	0.51	2.058	2.602
留萌支庁	10		-1.82	LN3	0.29	1.869	2.282
石狩支庁	8		-0.63	GLO	-0.02	1.996	2.708
空知支庁	17		0.47	GEV	0.16	2.034	2.581
後志支庁	12		0.37	LN3	-0.06	1.821	2.176
網走支庁	16	6	-1.99	LN3	-0.01	2.079	2.662
根室支庁	8		0.16	GEV	-0.28	1.875	2.314
釧路支庁	15		-1.03	GEV	0.07	1.774	2.123
十勝支庁	23		-1.98	GEV	0.25	1.930	2.462
胆振支庁	12	2	1.96	GEV	0.03	1.929	2.451
日高支庁	13		1.98	GLO	-0.42	2.074	2.953
渡島支庁	10		1.10	GEV	0.13	1.874	2.420
檜山支庁	8		-1.58	GLO	0.20	2.082	2.996
青森県	24	3	1.55	LN3	0.65	1.851	2.276
秋田県	34		-0.26	GEV	-0.07	1.791	2.201
岩手県	39		1.54	LN3	0.95	1.918	2.390
宮城県	21		-0.19	GEV	-0.93	1.822	2.242
山形県	25		1.13	PE3	0.60	1.699	1.982
福島県	35		1.28	LN3	0.33	1.878	2.307
茨城県	22		0.45	PE3	0.27	1.836	2.162
栃木県	18	1	1.14	GEV	-0.17	1.804	2.183
群馬県	17		1.10	PE3	-0.23	2.052	2.541
埼玉県	13		1.99	Wakeby		1.987	2.279
東京都	9	1	0.39	PE3	1.04	1.931	2.296
伊豆・小笠 原諸島	4		-0.52	LN3	0.01	1.972	2.474
千葉県	16		-0.68	LN3	0.17	1.972	2.458
神奈川県	10		1.66	PE3	1.24	1.863	2.203
長野県	38		1.90	LN3	-0.08	1.831	2.243
山梨県	11		0.03	PE3	0.93	2.133	2.627
静岡県	27		1.41	LN3	0.79	1.863	2.304
愛知県	16		-0.85	GLO	0.31	1.914	2.550
岐阜県	27		-0.03	GEV	0.12	1.889	2.449
三重県	18		0.39	GEV	0.11	1.948	2.498
新潟県	39	2	-1.83	GEV	-0.12	1.894	2.429
富山県	11		-1.45	LN3	0.10	1.699	1.992

石川県	12		-0.33	LN3	-0.70	1.667	1.921
福井県	10		1.97	GEV	0.00	1.807	2.188
滋賀県	11		1.69	GEV	-0.27	1.655	1.911
京都府	17		-0.52	GEV	-0.10	1.897	2.377
大阪府	9		-1.46	LN3	-0.21	1.944	2.425
兵庫県	23		-0.51	GEV	-0.68	2.032	2.662
奈良県	8		1.73	GEV	0.11	1.936	2.450
和歌山県	14		1.19	LN3	-0.10	1.843	2.217
岡山県	19	1	1.36	GEV	0.04	1.769	2.096
広島県	19	7	-1.85	LN3	-0.80	1.655	1.883
島根県	24		-0.96	GLO	0.57	1.782	2.249
鳥取県	13	2	1.98	PE3	0.86	1.760	2.043
徳島県	8	2	1.65	PE3	0.16	1.867	2.203
香川県	7		1.80	LN3	0.24	2.339	3.151
愛媛県	16	5	1.94	Wakeby		1.774	1.964
高知県	23		0.74	PE3	-0.14	1.897	2.255
山口県	20		0.54	GEV	-0.15	1.804	2.197
福岡県	15		1.44	PE3	0.20	1.729	2.006
大分県	15	2	1.72	PE3	-0.43	1.935	2.318
長崎県	14		-0.87	GEV	-0.26	1.896	2.389
佐賀県	6		-0.76	LN3	0.01	1.794	2.168
熊本県	19		-1.76	GEV	0.21	1.850	2.245
宮崎県	24		-0.52	PE3	-0.47	1.898	2.265
鹿児島県	33		1.47	GEV	0.08	1.823	2.227
沖縄県	25		1.03	LN3	-0.30	1.831	2.222
計	1062	34					

表 3.4 宗谷支庁の各アメダス地点における結果

	デー タ数	l_1	l_2	L - CV	L - skewness	L - kurtosis	D_i
宗谷岬	31	61.60	10.78	0.18	0.07	0.22	0.81
稚内	29	62.33	10.03	0.16	0.05	0.05	0.93
浜鬼志別	31	58.47	11.49	0.20	0.15	0.18	0.78
沼川	31	60.48	8.91	0.15	-0.01	0.11	1.59
杓形	29	72.03	13.19	0.18	0.01	0.23	1.55
豊富	33	60.61	10.55	0.17	-0.03	0.05	1.89
浜頓別	32	60.78	10.93	0.18	0.21	0.19	0.68
中頓別	33	65.71	11.56	0.18	0.15	0.12	0.28
北見枝幸	28	66.75	11.48	0.17	0.18	0.15	0.65
歌登	31	73.89	14.50	0.20	0.22	0.20	0.84

	30 年確率値	100 年確率値
宗谷岬	101.71	115.96
稚内	102.91	117.33
浜鬼志別	96.54	110.07
沼川	99.87	113.86
杓形	118.94	135.61
豊富	100.07	114.09
浜頓別	100.36	114.42
中頓別	108.50	123.70
北見枝幸	110.21	125.66
歌登	122.00	139.09

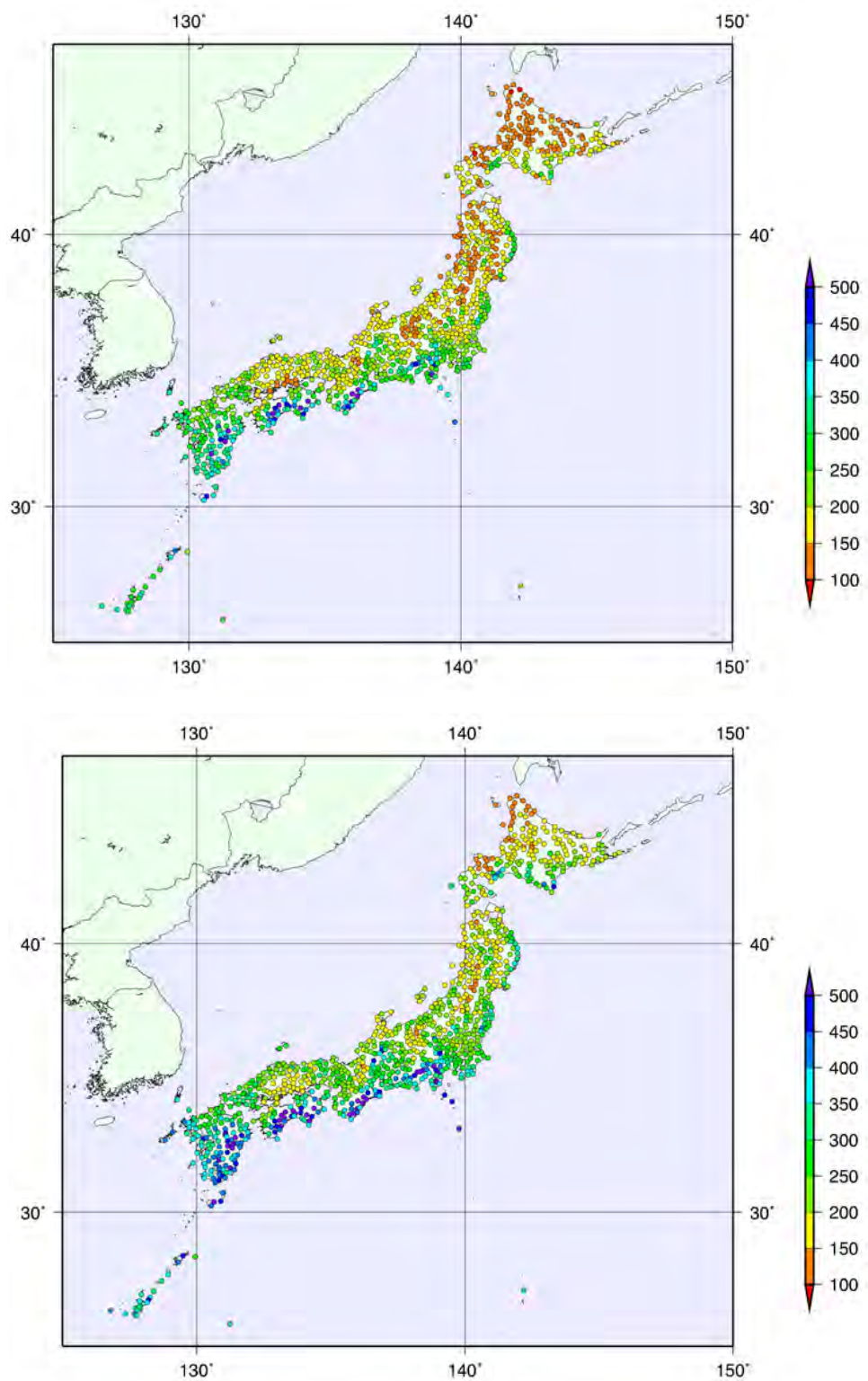


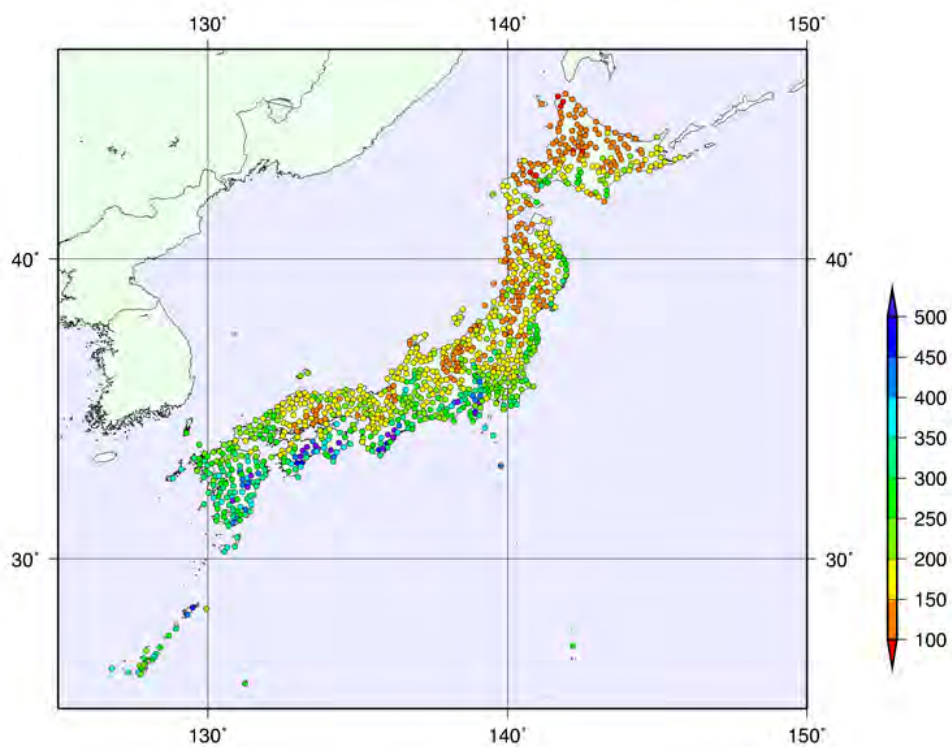
図 3.7 地域頻度解析を用いて算出した年最大日降水量の 30 年確率値分布（上）と 100 年確率値分布（下）（単位：mm）

3.4 地域頻度解析の有効性評価

3.4.1 パラメトリック手法を適用した結果との比較

(1) パラメトリック手法を適用した結果

ここで比較のため、極値分布形を用いたパラメトリック手法による 30 年確率値、100 年確率値を求めた（図 3.8）．ここで、SLSC の規準を満たせなかった地点については、前述の気象庁「異常気象リスクマップ」と同様に、SLSC（宝・高棹，1988）が最小となる極値分布形をあてはめることで評価した．



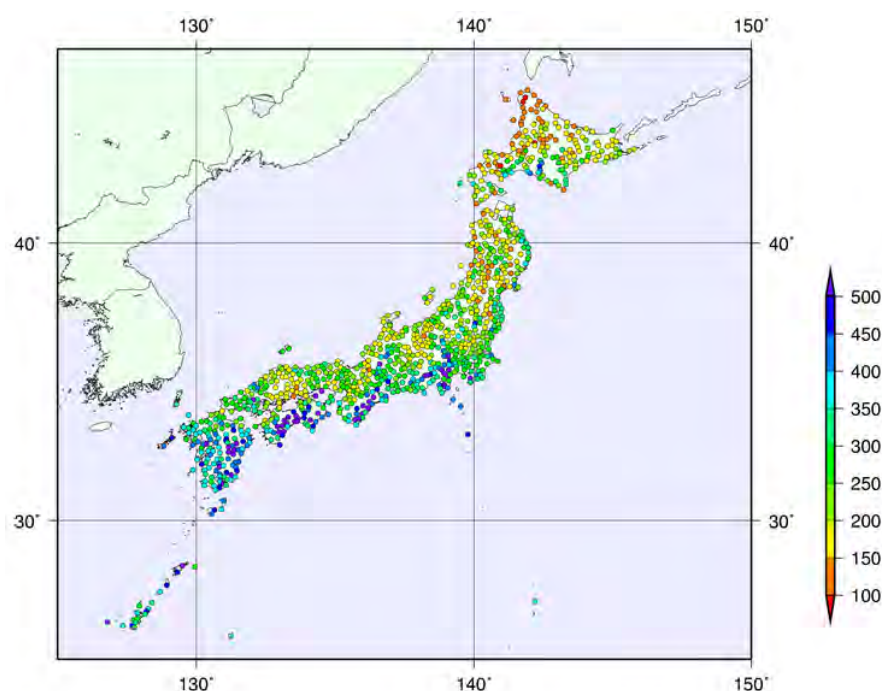


図 3.8 パラメトリック手法を適用して算出した年最大日降水量の 30 年確率値分布（上）と 100 年確率値分布（下）（単位：mm）

(2) 30 年確率値の比較

図 3.9 は、両者によって求められた 30 年確率値の散布図である。これを見ると、点は傾き 1 の直線付近に集まっており、両者はほぼ近い値となっていることが分かる。が、過半数の地点（1062 地点中、568 地点）において、地域頻度解析を用いて評価した値の方が、パラメトリック手法による値よりもやや大きくなった。

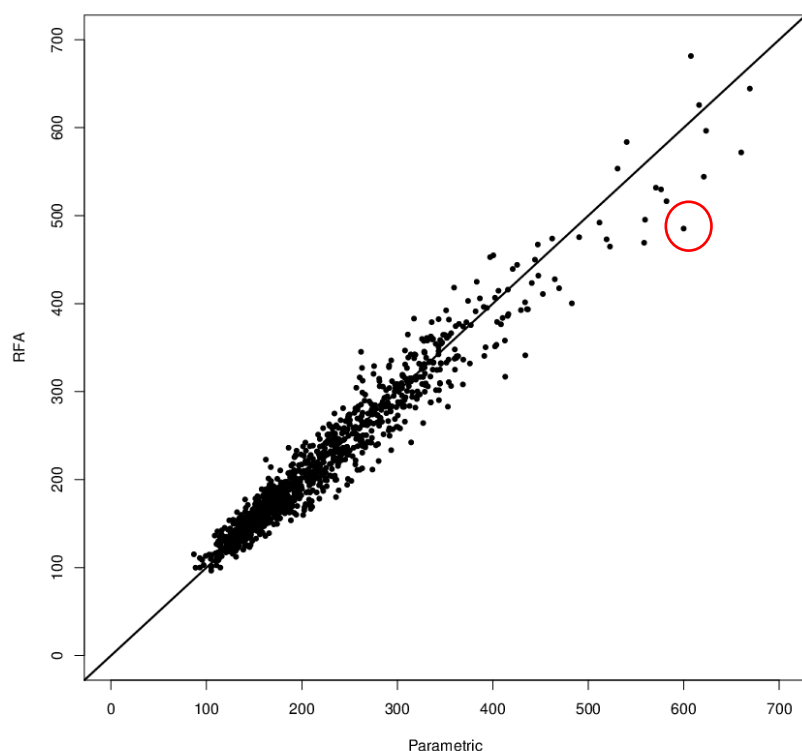


図 3.9 パラメトリック手法と地域頻度解析から算出した 30 年確率日降水量の散布図

横軸：確率分布形を用いたパラメトリック手法を適用した結果，
縦軸：地域頻度解析を適用した結果

しかし，例えば，パラメトリック手法による確率値 350mm をしきい値とすると，それ未満では地域頻度解析を用いた方が大きな値となった地点が多いものの（981 地点中，538 地点），350mm 以上ではパラメトリック手法を用いた方が大きな値となった地点が多かった（81 地点中，30 地点）．このことは，パラメトリック手法による 30 年確率値の方が，平均値の大きな（小さな）地点ではやや大きめ（小さめ）に評価されていることを示している．

例えば，図 3.9 に赤丸をつけた高知県池川のアメダス地点では，地域頻度解析では高知県としてピアソンⅢ型分布が採用され，この地点の l_1 に 1.897 を乗じた 485.3mm が 30 年確率値として求められている．しかし，パラメトリック手法を用いると，平方根指数型最大値分布（SQRT-ET）が採用され，599.9mm という地域頻度解析による値よりも 100mm 以上も大きな値が得られている．これは，採用された平方根指数型最大値分布がより大きな雨の生起を可能とするという特徴がある（星，1998）こともあり，明らかに確率降水量を大きく評価しているためであると考えられる．

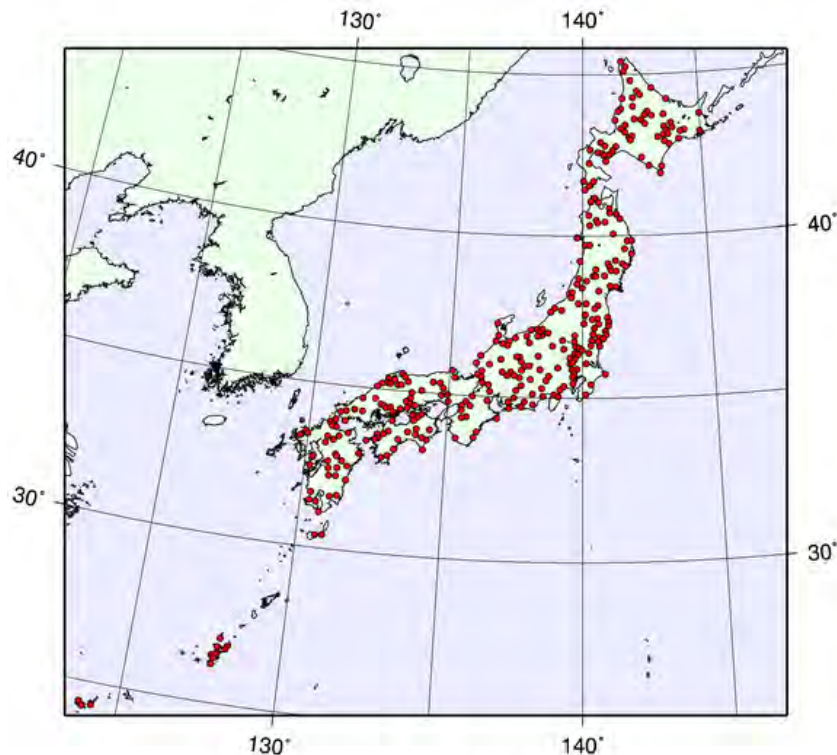
次に，両者の精度比較をさらに行うため，以下の作業を行った．

30 年確率値を超えるような値が，ある地点において過去 T 年間に出現していない確率は，

$$\left(1 - \frac{1}{30}\right)^T \quad (3.9)$$

と表される．この値は，全国のアメダス地点数に対する，過去 T 年間に 30 年確率値を超える値を経験していない地点数の割合であるとも考えられる．そこで，各地点において求められた 30 年確率値がその地点において未経験となった地点数の割合を両手法において求め，より理論値に近い結果となった方がより信頼度の高い手法であると考えた．ただし，データ数は地点ごとに 20～35 とまちまちであり，絶対的な判断基準値は求められない．そこで，いま全地点データが 35 年分あると考えると $T = 35$ における理論値は 0.305 となるが，実際は全地点で 35 年分のデータがないことを考慮すると，未経験となった地点数の割合は 0.305 よりも大きくななければならない．よって，各手法において求められた割合が 0.305 よりも大きい（あるいは，近い）方をより高信頼度であるとした．

図 3.10 は地域頻度解析とパラメトリック手法による 30 年確率値がその地点における既往最大値よりも大きな値となった地点の分布図である．この図を見ると，両図とも地域的な偏りはなく全国的に現れているが，地点数が地域頻度解析で 327 地点，パラメトリック手法で 192 地点となっており，明らかに前者の方が多くなっている．それらの比率は，前者が 0.308，後者が 0.181 であり，明らかに地域頻度解析によって得られた 30 年確率値の方がパラメトリック手法によって得られた値よりも理論値に近いことが分かる．このことから，地域頻度解析を都道府県別に適用することで，より理論値に近い確率値が得られる可能性が高いことが分かった．



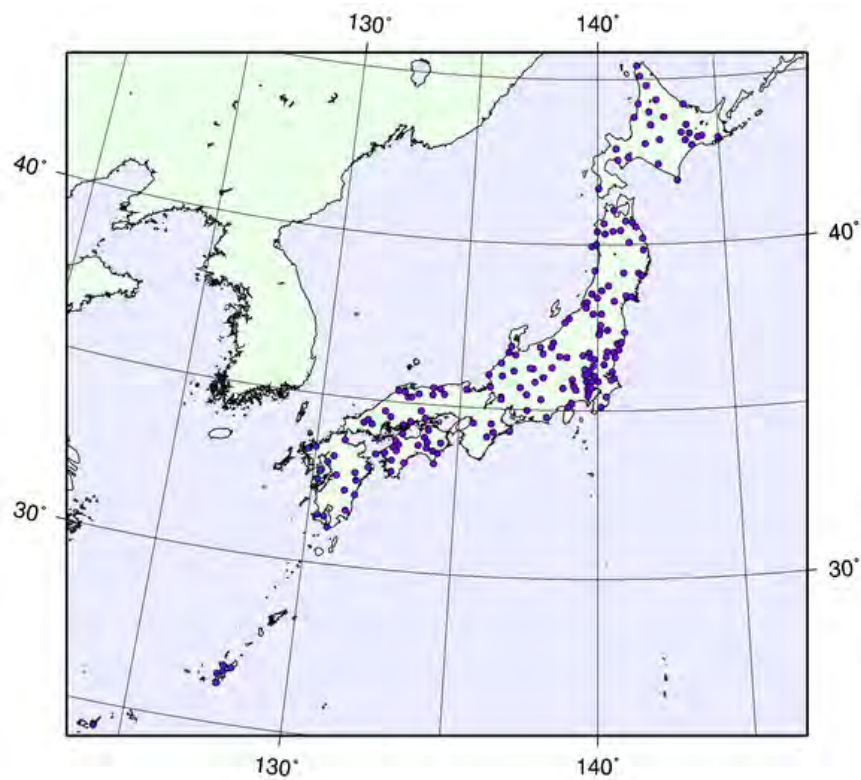


図 3.10 算出された年最大日降水量の 30 年確率値が既往最大値よりも大きくなった
地点の分布図

地域頻度解析（上）とパラメトリック手法（下）

(3) 100 年確率値の比較

(2)同様に地域頻度解析とパラメトリック手法を適用して得られた 100 年確率値の比較検証を行った. 図 3.11 は, 両者によって求められた 100 年確率値の散布図である. これを見ると, 点は傾き 1 の直線付近に集まっており, 両者はほぼ近い値となっているものの, 図 3.9 と比べると, 30 年確率値よりもパラメトリック手法を適用した方がより大きな値となっていることが分かる.

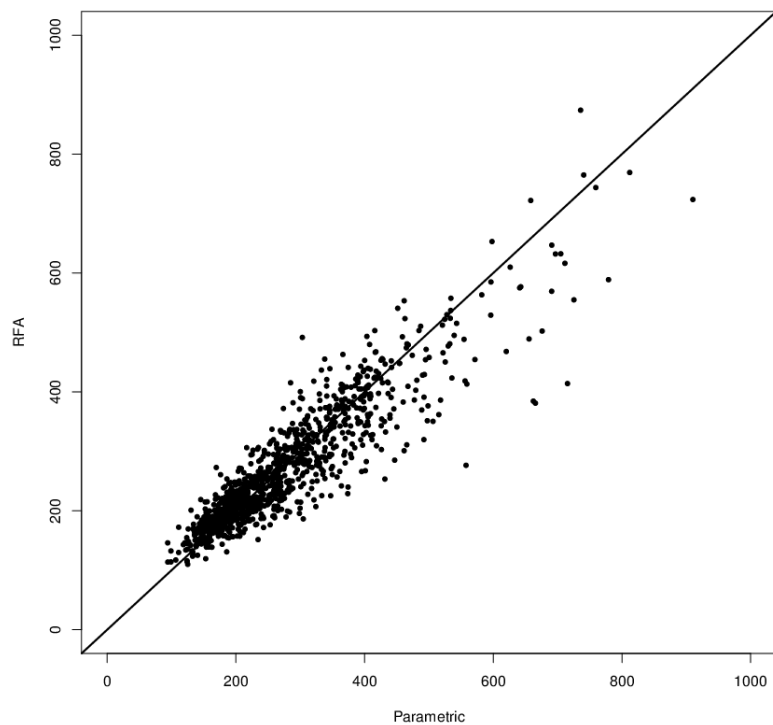


図 3.11 パラメトリック手法と地域頻度解析を算出した 100 年確率日降水量の散布図

横軸：確率分布形を用いたパラメトリック手法を適用した結果，
縦軸：地域頻度解析を適用した結果

次に，両者の精度比較をさらに行うため，以下の作業を行った．

100 年確率値を超えるような値が，ある地点において過去 T 年間に出現していない確率は，

$$\left(1 - \frac{1}{100}\right)^T \quad (3.10)$$

と表される．よって，(2)と同様に $T=35$ のときの理論値はこの値は 0.703 であることから，各地点において求められた 100 年確率値がその地点において未経験となった地点数の割合を両手法において求め，この理論値よりも大きい（あるいは，近い）方をより高信頼度であるとした．

図 3.12 は地域頻度解析とパラメトリック手法による 30 年確率値がその地点における既往最大値よりも大きな値となった地点の分布図である．この図を見ると，両図とも地域的な偏りはなく全国的に現れているが，地点数が地域頻度解析で 790 地点，パラメトリック手法で 901 地点となっており，明らかに前者の方が少なくなっている．それらの比率は，前者が 0.744，後者が 0.848 であり，明らかに地域頻度解析によって得られた 100 年確率値の方がパラメトリック手法によって得られた値よりも理論値に近いことが分かる．このことから，100 年確率値についても，地域頻度解析を都道府県別に適用することで，より理論値に近い確率値が得られる可能性が高いことが分かった．

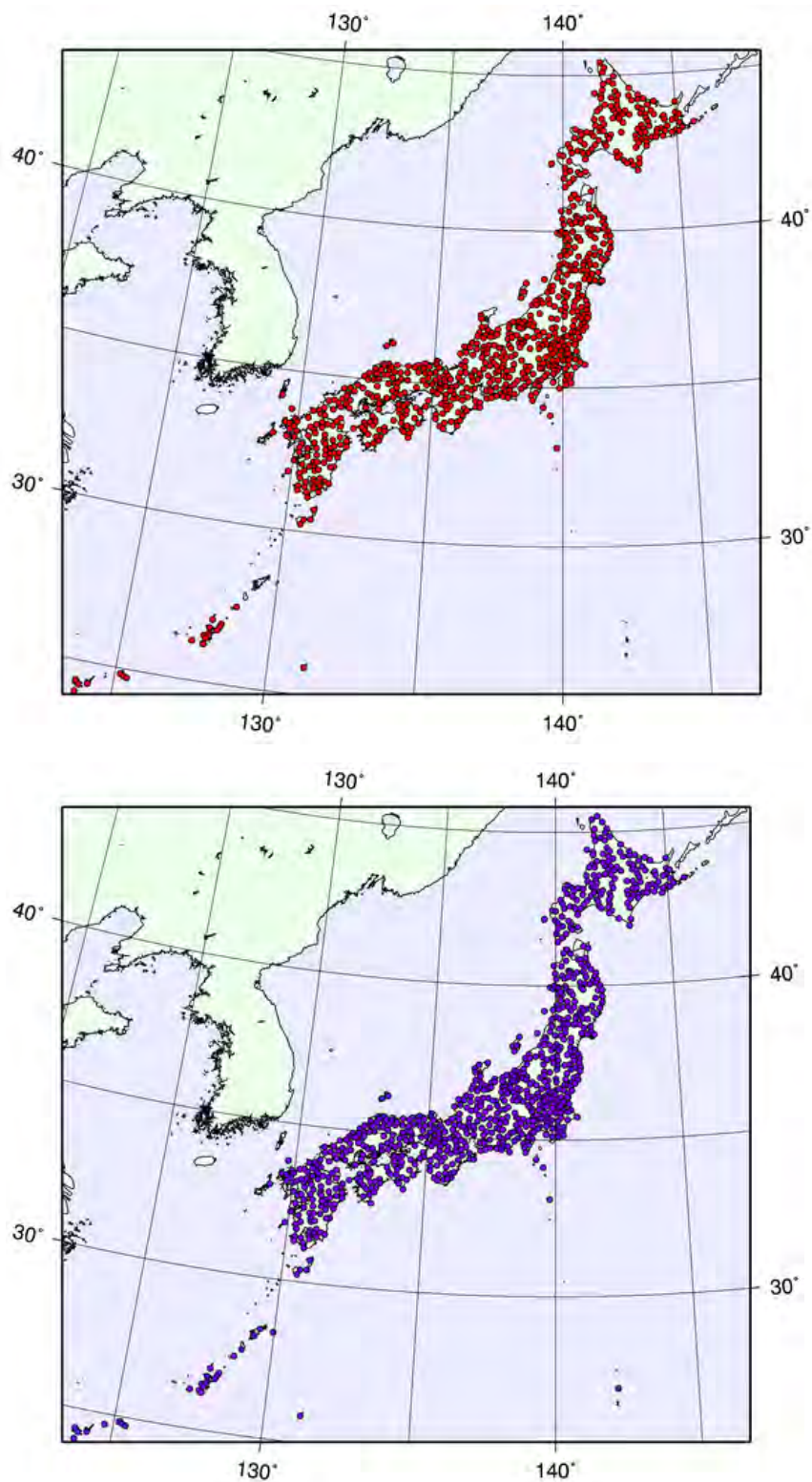


図 3.12 算出された年最大日降水量の 100 年確率値が既往最大値よりも大きくなった地点の分布図
地域頻度解析（上）とパラメトリック手法（下）

3.4.2 51 アメダス地点における 100 年確率日降水量の比較

(1) 地域頻度解析による 51 アメダス地点での確率降水量

3.3 にて、地域頻度解析の適用によって求められた 51 アメダス地点における日降水量の 30 年確率値と 100 年確率値は表 3.5、図 3.13 のとおりである（あわせて、パラメトリック手法による算出値も記載している）。

表 3.5 地域頻度解析の適用によって求められた 51 アメダス地点での 30 年確率日降水量，100 年確率日降水量（単位：mm）

地点名	地域頻度解析		パラメトリック手法	
	30 年確率値	100 年確率値	30 年確率値	100 年確率値
旭川	120.0	151.8	115.2	139.9
網走	124.1	158.8	125.4	181.8
札幌	155.6	211.1	167.7	182.2
帯広	158.9	202.7	153.0	183.6
根室	165.9	204.7	173.5	210.4
寿都	125.7	150.3	120.9	142.6
秋田	133.6	164.1	121.5	141.8
宮古	261.8	326.1	268.4	325.5
山形	128.0	149.3	126.3	148.4
石巻	146.0	179.7	145.1	173.3
福島	168.8	207.3	158.1	187.4
伏木	166.3	195.0	172.0	204.2
長野	107.3	131.5	109.9	132.2
宇都宮	192.6	233.0	178.2	209.1
福井	164.7	199.5	165.5	197.7
高山	173.9	225.2	181.9	251.9
松本	133.8	163.9	142.6	190.3
前橋	188.8	233.8	171.0	201.2
熊谷	228.1	259.0	241.7	310.3
水戸	208.6	245.4	216.3	260.8
敦賀	156.4	189.4	139.0	159.1
岐阜	210.8	272.9	206.7	269.9
名古屋	221.9	295.6	256.2	378.3
飯田	178.7	218.9	176.4	210.5
甲府	205.6	253.3	191.7	233.0
津	265.9	341.0	307.9	450.3
浜松	236.2	283.8	201.2	223.4
東京	249.3	296.5	260.2	310.6

横浜	249.7	295.4	248.8	299.5
境	189.1	219.5	157.8	168.3
浜田	200.8	253.5	248.2	431.6
京都	201.6	252.6	190.9	236.1
彦根	145.2	167.7	148.9	166.6
下関	214.9	262.0	167.4	176.2
呉	177.8	202.4	190.0	225.8
神戸	191.2	250.4	171.7	205.3
大阪	174.8	221.5	163.3	195.1
和歌山	221.1	266.1	280.4	395.5
福岡	218.6	253.2	222.5	263.8
大分	291.7	349.3	320.4	393.9
長崎	296.8	374.0	331.9	430.2
熊本	324.3	391.1	337.1	406.9
鹿児島	301.7	368.7	288.2	320.0
宮崎	348.0	415.3	360.2	436.8
松山	178.2	199.2	190.9	239.5
多度津	201.3	271.2	165.0	208.4
高知	393.7	468.0	435.8	620.3
徳島	267.6	315.6	250.2	296.5
名瀬	400.3	489.1	482.8	655.6
石垣島	338.7	411.0	311.4	366.1
那覇	337.5	409.4	360.0	467.5

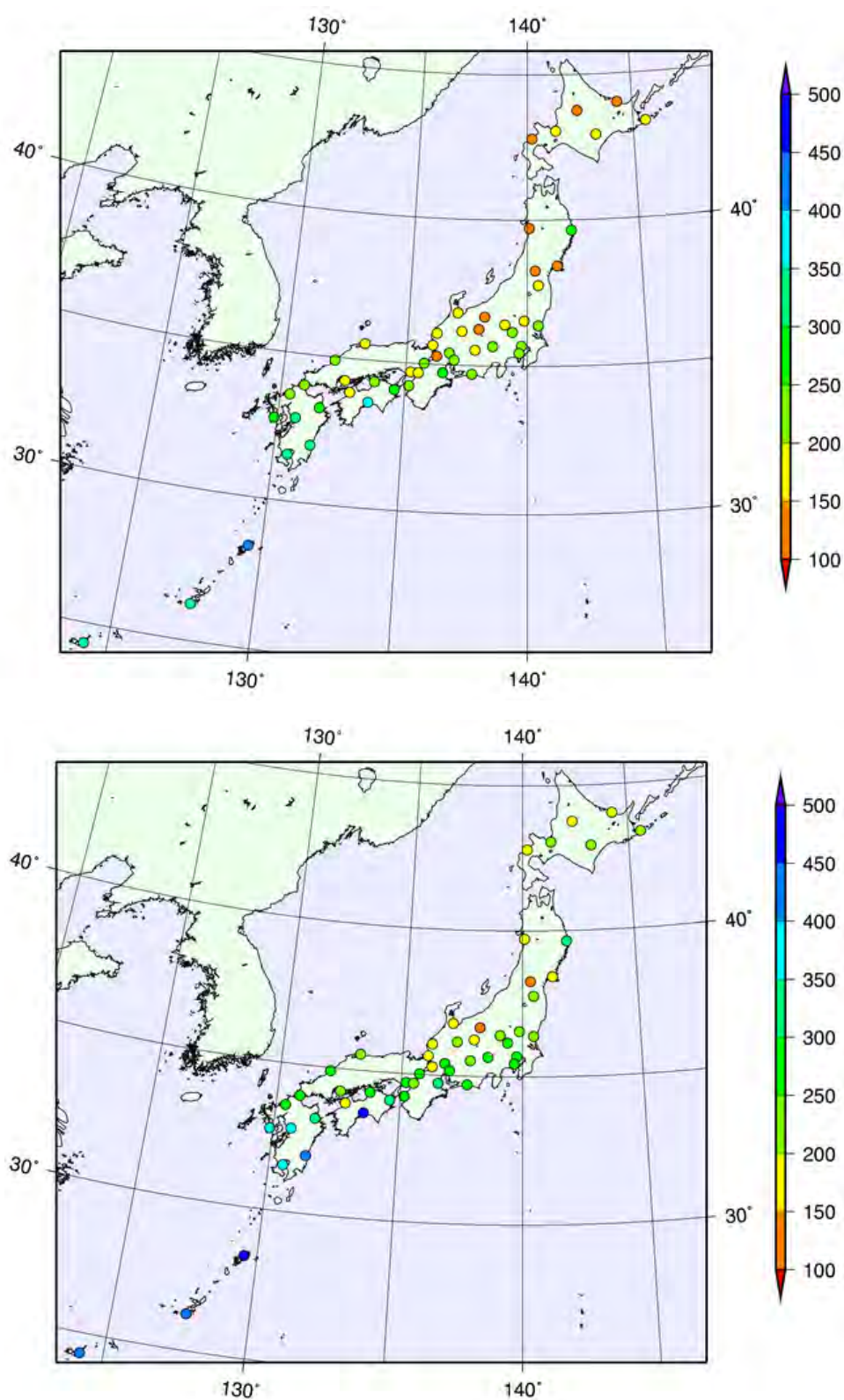


図 3.13 地域頻度解析の適用によって求められた 51 アメダス地点での 30 年確率日降水量（上）と 100 年確率日降水量（下）の分布図
（単位：mm）

(2) 100 年確率値の比較

地域頻度解析によって求められた確率降水量の信頼性評価のために、日降水量の 100 年確率値について、地域頻度解析を用いて得られた 51 アメダス地点での値と、第 2 章で得られた 51 気象官署にパラメトリック手法を適用した結果とを比較する。具体的には、日降水量の 100 年確率値について、地点ごとに以下の A, B を比較することとした。

A : (アメダス地点データに地域頻度解析を適用して得られた確率値 : 表 3.5) / (気象官署データにパラメトリック手法を適用して得られた確率値 : 表 2.6)

B : (アメダス地点データにパラメトリック手法を適用して得られた確率値 : 表 3.5) / (気象官署データにパラメトリック手法を適用して得られた確率値 : 表 2.6)

図 3.14 は各地点における上記 2 変数のグラフである。この図を見ると、両グラフともにほぼ 1.00 の値を中心としてばらついており、その地点間のばらつきの程度はパラメトリック手法を用いて得られた値 (B) の方が大きいことが分かる。具体的な数値は表 3.6 のとおりであり、平均値は A の方がやや小さくなっており、誤差が小さいことを示している。また、B の標準偏差は A の約 1.5 倍となっている。このことは、アメダス地点としてサンプル数が少ない場合においても、地域頻度解析を用いることで、大きくずれることなく比較的安定した結果が得られることを示している。このことは A の方が、RMSE が小さいこととも整合的である。

以上の結果より、地域頻度解析を適用することにより、少ないサンプル数にもかかわらず、比較的高精度に 100 年確率値を求められることが確かめられた。

表 3.6 比較指標 A, B の平均値, 標準偏差, RMSE

	平均値	標準偏差	RMSE
A	1.02	0.13	32.49
B	1.04	0.18	53.87

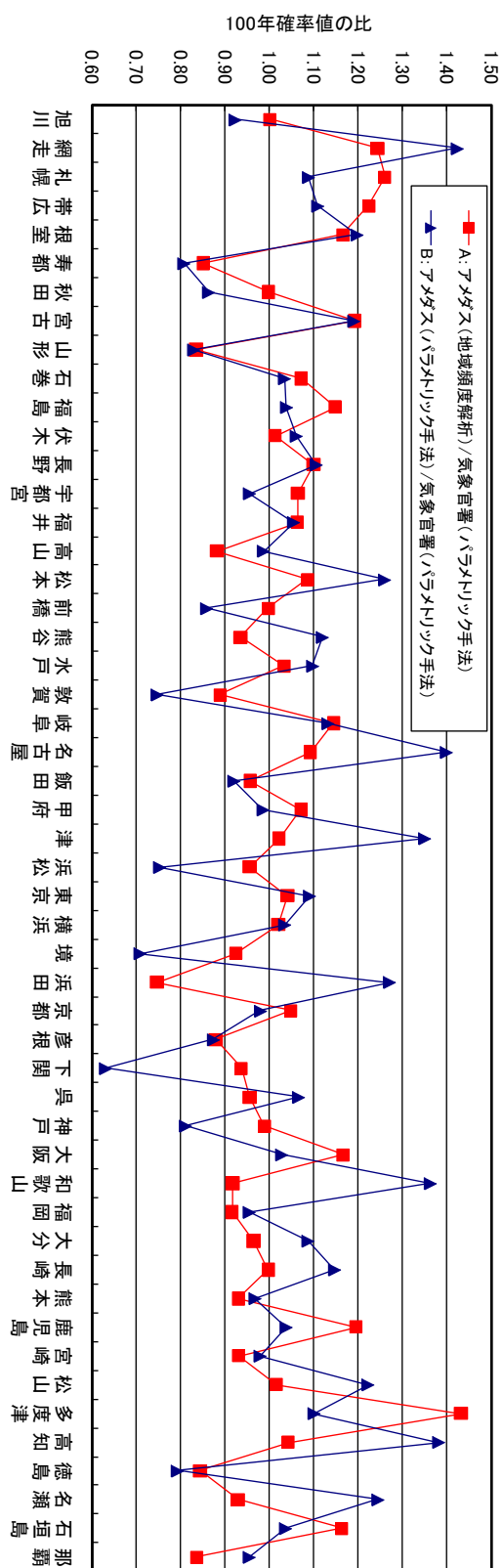


図 3.14 51 気象官署（アメダス地点）における評価手法の違いによる 100 年確率日降水量の比較

3.5 まとめ

本章では、2010 年までのアメダスデータに、都道府県別（北海道は支庁別）に地域頻度解析を適用することで、全国のアメダス地点における 30 年確率日降水量と 100 年確率日降水量を算出した。

地域頻度解析の適用にあたっては、行政区分に従った地域分けだったにも関わらず、多くの地域で地点を間引く必要がなかった。これは、日本の行政境界が、中央山脈などの地形に沿っており、多くの場合において気候の区分と対応していることを示唆している。地域分けに関しては、本章では都道府県別（北海道は支庁別）としたが、用途に応じてはさらに細かい行政区分や流系ごとに分割することも可能であると考えられる。

なお、広島県や愛媛県のように、すべての地点データを用いた場合に地域の均質性が確保できず、複数の地点データを削除した地域がいくつか生じてしまったが、どの地点を削除するかについては試行錯誤を行う他はなく、この作業については今後効率的な手法の開発が必要であると思われる。

次に、アメダス地点での確率降水量について、地域頻度解析の適用によって求められた値と極値分布形の適用によって求められた値とを比較した。その結果、極値分布形により評価された値の方が全体的に平均値の大きな（小さな）地点ではやや大きめ（小さめ）の値となっていることが分かった。また、非超過確率の理論値と比較したところ、地域頻度解析を用いて得られた確率値の方がこの理論値に近くなっており、地域頻度解析の適用にとって理論値に近い値が得られることが確認された。また、全国 51 地点における 100 年確率日降水量について、100 年以上にわたる長期データから算出された値と、最近 30 年程度のアメダス地点として地域頻度解析を適用して得られた値とを比較した。その結果、地域頻度解析によって得られた確率値は、比較的長期データセットから評価された確率値に近い値が得られているほか、地点による大きな誤差が生じにくいことが分かった。

参考文献

- Hosking JRM, Wallis JR. 1997. Regional Frequency Analysis: An Approach based on L-moments. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 224pp.
- 石原幸司 (2010) : 都道府県別に適用した地域頻度解析によるアメダス地点の確率降水量評価, 水文・水資源学会誌, **23**, pp.118-128.
- 気象庁 : “異常気象リスクマップ”
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/riskmap/index.html>. (参照 : 2011/4/25).
- 小林健二 (2006) : 確率降水量と再現期間の推定, 測候時報, **73**, pp.51-72.
- 宝馨, 高棹琢馬 (1988) : 水文頻度解析における確率分布モデルの評価基準, 土木学会論文集, No.393/II-9, pp.151-160.
- 外山奈央子, 水野量 (2002) : *L*-moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における確率降水量の推定, 気象庁研究時報, **54**, pp.55-100.
- 星清 (1998) : 水文統計解析, 開発土木研究所月報, **540**, pp.31-63.

4 地域頻度解析による地球温暖化に伴う確率降水量の将来変化評価

4.1 はじめに

1.3 で述べたように、IPCC (2007) や「異常気象レポート 2005」(気象庁, 2006) で示唆しているように、地球温暖化の進行に伴う極端降水現象の頻度の変化が予測されている中、地球温暖化に伴って我が国の気候がどのように変化し、農業や水資源等においてどのような影響が出るのかという影響評価予測研究のためには、水平解像度の細かい気候モデルを用いた温暖化予測結果が不可欠である。そして、さまざまな地球温暖化対策の基礎的なデータとして不可欠である確率降水量の変化に関する定量的な情報を求めるためには、サンプル数が少ないなどのデメリットを補う必要がある。

このような現状を鑑み、本章では、地域頻度解析 (Hosking and Wallis, 1997) を用いることによって、地球温暖化に伴う確率降水量の変化評価を試みる。

まず、気候モデルとしては、気象研究所によって開発された水平解像度 20km の地域気候モデル (MRI-RCM20) による予測実験結果で、「気候統一シナリオ」として影響評価研究者に提供され、「地球温暖化予測情報 第 6 巻」(気象庁, 2005) として公表されたものを用いることとする (4.2 参照)。

地域頻度解析の適用にあたっては、石原 (2010) や第 3 章と同様に、都道府県別の適用が考えられるが、気候モデルによる地球温暖化予測実験の結果を用いる場合、その現在気候の再現性を考慮する必要がある、全国一律に適用を試みるのではなく、再現性の高い地域でまず変化評価を行うべきだと考える。特に、MRI-RCM20 を用いたこの温暖化予測実験においては、全球気候モデルから地域気候モデルへと領域を狭める際の設定等の問題により、北日本や東日本の太平洋側での降水量が過剰に表現されてしまっている (4.2.4 参照)。

そこで、Ishihara (2010a), Ishihara (2010b) で試みたように、再現性の高いと考えられる鹿児島県 (奄美諸島を除く) をまず対象とすることとした。この鹿児島県を対象として、4.3 にて地域頻度解析を適用し、30 年確率日降水量、100 年確率日降水量の将来変化比を評価した。しかし、地球温暖化予測には不確実性の評価が不可欠であり、ベイズ統計を用いた手法などが開発・適用されている (Tebaldi *et al.*, 2005; Ishizaki *et al.*, 2010 など)。そのためには、複数の気候モデルや、複数の温室効果ガス排出シナリオを用いたマルチモデル・アンサンブルによる実験結果が必要なのではあるが、日本付近を詳細に取り扱うことのできる気候モデルはまだ数多くは存在しない。よって、本章では、一つの予測実験結果からリサンプリングを行うことで、年々変動に伴う不確実性の評価を試みたので、4.4 にてその結果を示すこととする。

4.2 温暖化実験の概要

4.2.1 地域気候モデル（MRI-RCM20）の概要

気象研究所が開発した地域気候モデル（MRI-RCM20）は、日本周辺を計算領域とし、水平解像度 20km という高解像度の予測が可能である（Kurihara *et al.*, 2005）。一般的に、領域が限定される地域気候モデルを用いた予測計算においては、対象領域の外側の情報を与えながら計算を実施するため、側面境界条件を必要とする。今回の計算では、同じく気象研究所が開発した全球大気・海洋結合モデル（MRI-CGCM2；Yukimoto *et al.*, 2001）の計算結果を境界条件として用いている。この MRI-CGCM2 は、経度 2.8°×緯度 2.8°の水平解像度と鉛直 30 層の全球大気モデルと、経度 2.5°×緯度 0.5～2.0°の水平解像度と鉛直 23 層をもつ全球海洋モデルとを結合したモデルであり、MRI-RCM20 に高精度の境界条件を提供できる。

しかし、MRI-CGCM2 の大気モデルの解像度である 2.8°（緯度、経度とも）は、MRI-RCM20 の解像度 20km に比べて 10 倍以上大きく、MRI-CGCM2 の結果を直接 MRI-RCM20 の境界条件とすると計算結果に誤差を生じる可能性がある。このため、図 4.1 のように、計算領域をアジア域とし、水平解像度を 60km とした地域気候モデル（MRI-RCM60）を MRI-RCM20 の境界条件を計算するために用いることとした。計算手順は、最初に MRI-CGCM2 の計算を必要な全期間について行い、次に MRI-CGCM2 の結果を側面境界条件として MRI-RCM60 の計算を想定した全期間について実施する。最後に MRI-RCM60 の結果を境界条件として、MRI-RCM20 による計算を行う。境界条件に含まれた計算領域外側の大規模場の情報を適切に取り込むために、気象研究所で開発されたスペクトル境界結合法（Kida *et al.*, 1991；Sasaki *et al.*, 1995；Sasaki *et al.*, 2000 ほか）を 500hPa 以上の高層で使用している。これにより、MRI-RCM20 の領域全体で、外側のモデルの情報が適切に取り入れられるようになった。

一方、海面水温は気候を左右する重要な要素である。MRI-RCM20 は大気モデルであり、海面水温は予測されないため、MRI-CGCM2 で計算された海面水温を与えた。ただし、MRI-CGCM2 で現在気候の海面水温を計算すると、平均状態が実際に観測されている海面水温の平均状態とずれる場合がある。このずれを、観測された海面水温を用いて補正している。また、その補正值を用い、MRI-CGCM2 で計算した将来の海面水温にも補正を施している。ただし、瀬戸内海は補正に使用する海面水温の観測値が十分ではなく、さらに MRI-RCM20 の計算上では湖のような閉じた水面として扱われる。このため、今回の予測実験では瀬戸内海の海面水温は周辺より顕著に低い値として計算され、季節・要素によっては MRI-RCM20 の予測結果に周囲と連続しない値が出現した（該当メッシュを周辺データで内挿することにより全ての予測結果に修正を施したが、要素によっては低海面水温の影響が除ききれない可能性があるため、瀬戸内海及びそれに面する地域の予測結果を利用する際には注意が必要である）。

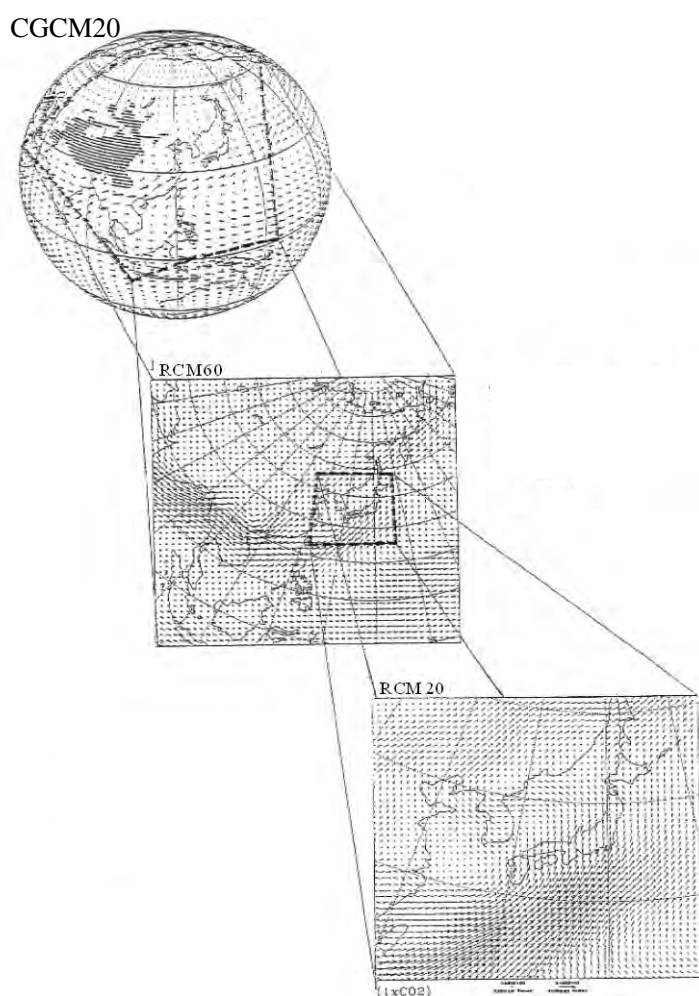


図 4.1 地域気候モデルの計算概要

「異常気象レポート 2005」(気象庁, 2006) より引用.

http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/climate_change/

4.2.2 温室効果ガス排出シナリオの概要

地球温暖化がどの程度進むかは、自然変動を別にすれば、人間社会がどのような方向に発展するかによって大きく左右される。将来の社会の発展方向の描き方により、エネルギー利用や土地利用変化の予想が大きく変わり、温室効果ガスなどの排出シナリオが大きく違ってくる。1992 年、IPCC は 6 種類の温室効果ガスの排出シナリオを作成した (IS92a～f)。しかし、これらのシナリオは 1985 年のデータを基礎にして描かれ、1990 年以降に生じたソビエト連邦共和国の崩壊、アジア開発途上国の経済の急激な成長、自由貿易体制の導入などが考慮されていなかった。そこで、IPCC で 1996 年から新たなシナリオの作成が進められ、SRES (Special Report on Emissions Scenarios) シナリオとして 2000 年にとりまとめられた (IPCC, 2000)。このシナリオでは、A1, A2, B1, B2 の四つのシナリオに沿って、1990 年から 2100 年までの温室効果ガス排

出量などの想定値が定量的に示されており，A，B は経済志向か環境志向かを，1，2 は地球主義志向か地域主義志向かを表している．

これらのシナリオのうち，「地球温暖化予測情報 第 6 巻」（気象庁，2005）では A2 シナリオが用いられている．この A2 シナリオは地域主義の高いシナリオで，以下のような経済状況を仮定している（図 4.2）．

- ・ 各地域はブロック化し，各地域の伝統的文化の枠組みをあまり崩さない．
- ・ 自由貿易に基づく経済的効率性に高い価値をおかない．
- ・ 人口は 2100 年の時点で約 150 億人に達する．
- ・ エネルギーも地域内の資源に依存する割合が高く，技術進歩も相対的に低い．
- ・ アジアなど石炭の豊富な地域では石炭依存度が低下せず，温室効果ガス排出も高水準となる．

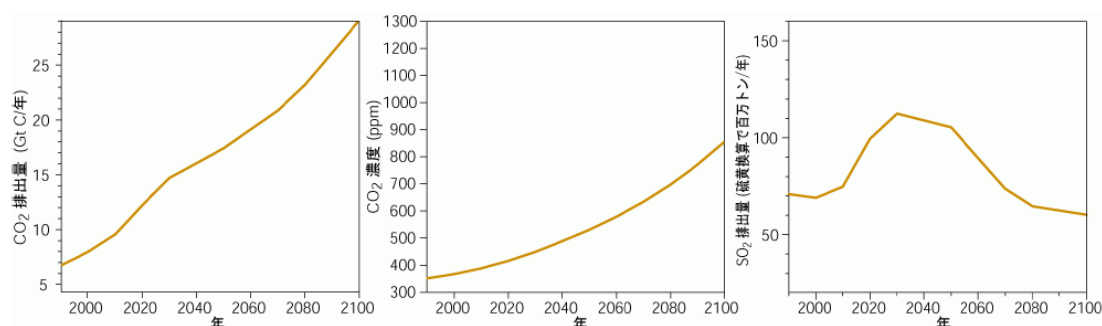


図 4.2 SRES A2 シナリオにおける二酸化炭素排出量（左），二酸化炭素濃度（中），二酸化硫黄排出量（右）の変化

「地球温暖化予測情報 第 6 巻」（気象庁，2005）より引用．

<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>

4.2.3 予測実験の方法

(1) 気候の再現実験（現在気候）

MRI-CGCM2 を用いた，1981～2000 年の気候の再現実験（観測に基づいた詳細な温室効果ガス，人為・自然起源硫酸エアロゾル，火山性成層圏エアロゾルの濃度，太陽定数を与えることで，2000 年までの実際の気候をモデルで再現したもの）の結果を初期・境界条件として，MRI-RCM20 で 1981～2000 年の日本付近の詳細な気候の再現計算を行った．本来，MRI-CGCM2 による計算は初期値の異なる 3 メンバーによるアンサンブル実験（初期値の異なる複数例の数値実験を行い，それぞれの結果を統計的に処理する方法）を行ったが，MRI-RCM20 を用いた今回の計算は計算機資源や時間の制約により，そのうちの 1 メンバーのみを境界条件として与えた．

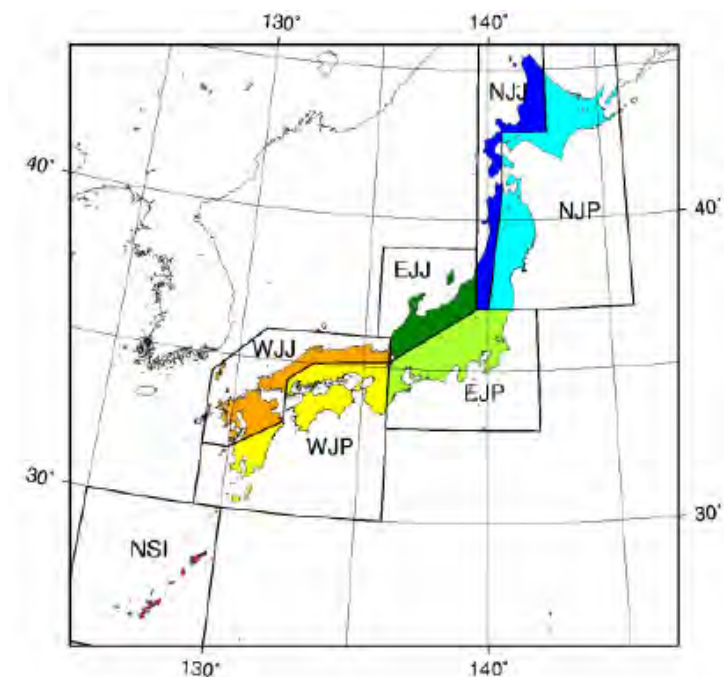
(2) 将来の気候の予測実験（将来気候）

MRI-CGCM2 による、2081～2100 年の SRES 実験（SRES シナリオの A2 シナリオで想定された温室効果ガス濃度を与えて、2100 年までの気候をモデルで予測したもの）の結果を初期・境界条件として、MRI-RCM20 で 2081～2100 年の日本付近の詳細な気候の予測計算を行った。初期・境界条件として使用した MRI-CGCM2 は現在気候と同じメンバーで、全球平均の年平均気温が 1990 年から上昇し、2100 年頃に 1971～2000 年平均値と比較して 2.5℃程度の上昇となっている。

4.2.4 地域別の再現性の評価

(1) 評価手法

日本を北日本日本海側、北日本太平洋側、東日本日本海側、東日本太平洋側、西日本日本海側、西日本太平洋側、南西諸島の 7 地域に分け、それぞれの地域における気温及び降水に関する再現性の評価を行った。このとき、再現性の評価に用いた観測値は、全国の気象官署における平年値（1971～2000 年の 30 年平均）を地域ごとに平均したものである。地域平均の作成に利用した気象官署と対応する地域は図 4.3 のとおりである。一方、MRI-RCM20 の再現値は、気象官署近傍の陸上格子データから作成した 1981～2000 年の 20 年間の再現値を地域平均した。地域平均した観測値と MRI-RCM20 の再現値を比較し、モデルの再現性を検証した。



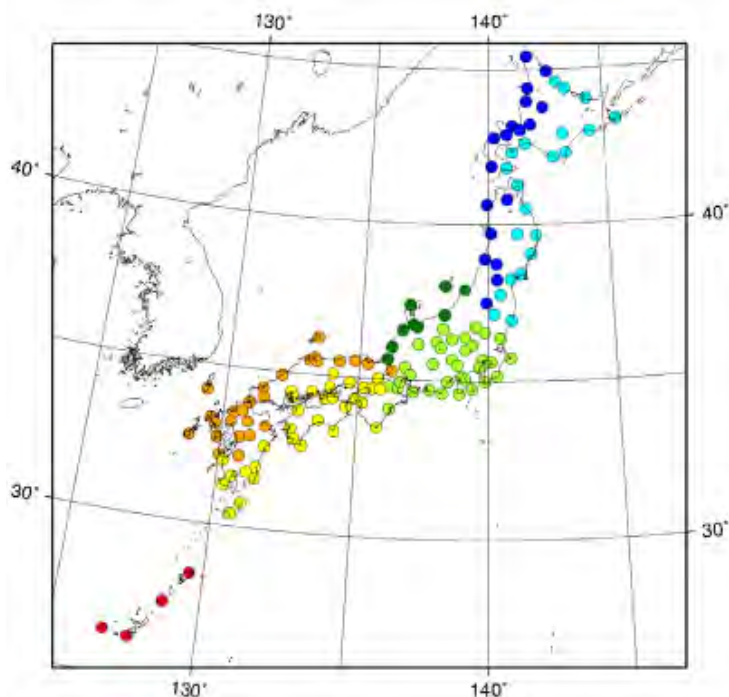


図 4.3 MRI-RCM20 の領域分け（上）と
現在気候の再現性評価に利用した気象官署（下）

両図とも、青色：NJJ（北日本日本海側）、水色：NJP（北日本太平洋側）、緑色：EJJ（東日本日本海側）、黄緑色：EJP（東日本太平洋側）、橙色：WJJ（西日本日本海側）、黄色：WJP（西日本太平洋側）、赤色：NSI（南西諸島）。

「地球温暖化予測情報 第6巻」（気象庁，2005）より引用。

<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>

(2) 各領域での評価結果

図 4.4 は、各領域において、月平均気温と月降水量を MRI-RCM20 の現在気候と気象官署での観測値とを比較した結果を示している。これを見ると、月平均気温はすべての地域において MRI-RCM20 の再現値が実際の観測値よりも若干高い傾向がみられる月もあるが、おおむねよく再現されていることが分かる。また、月降水量は北日本日本海側・北日本太平洋側・東日本太平洋側・南西諸島では MRI-RCM20 の再現値が実際の観測値に比べ多くなる傾向がみられ、特に夏季にその差が大きくなっていることがわかる。東日本日本海側・西日本日本海側・西日本太平洋側ではおおむねよく再現されている。

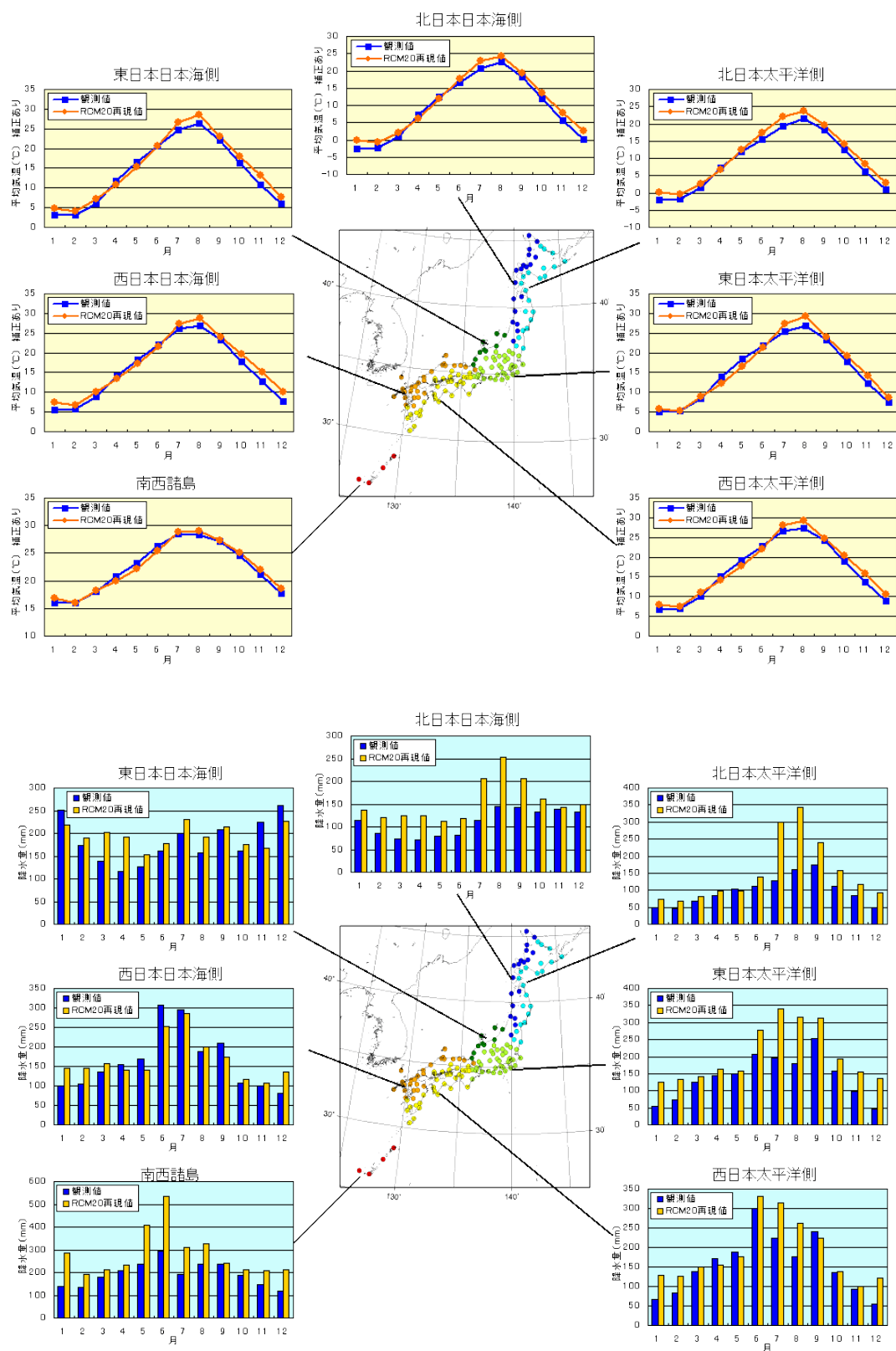


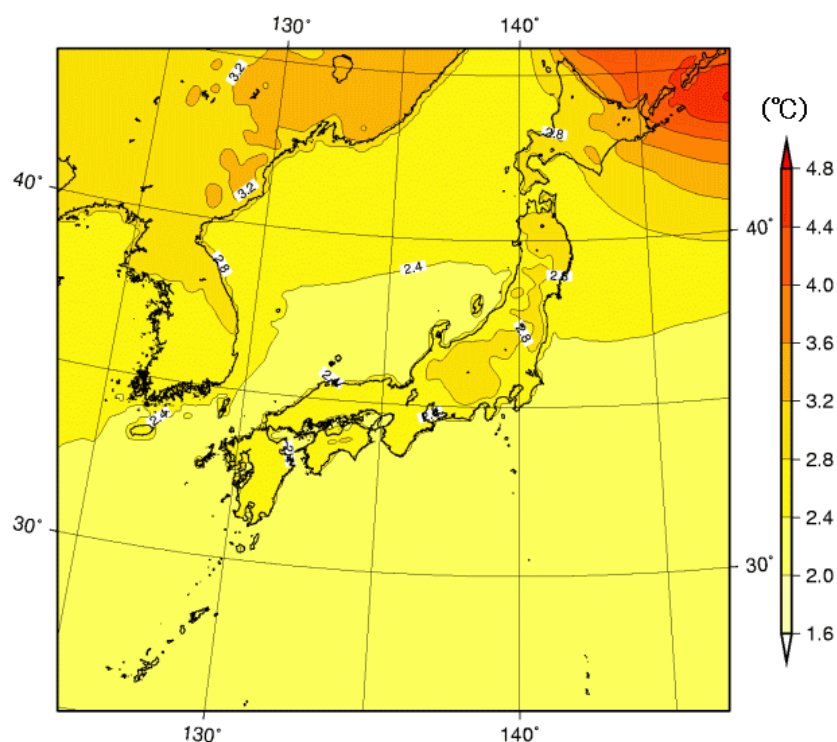
図 4.4 各領域における月別の気温（上）、降水量（下）の再現性評価結果
「地球温暖化予測情報 第6巻」（気象庁，2005）より引用。

<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>

4.2.5 全国的な予測結果

(1) 年平均気温と年降水量

図 4.5 は約 100 年後の年平均気温, 年降水量の変化を示している. この図を見ると, 年平均気温では 2.0~4.0℃程度の昇温が予測されており, 高緯度地域で昇温が大きくなっていることが分かる (オホーツク海周辺の気温変化は, **MRI-CGCM2**に見られた高偏差パターンに起因しており, 結果の扱いには特に注意が必要である). 一方, 年降水量では, 九州南部の一部で減少が予測されているが, ほとんどの地域では増加している. 特に西日本日本海側での増加が大きく, 多いところで 20%程度の増加が予測されている.



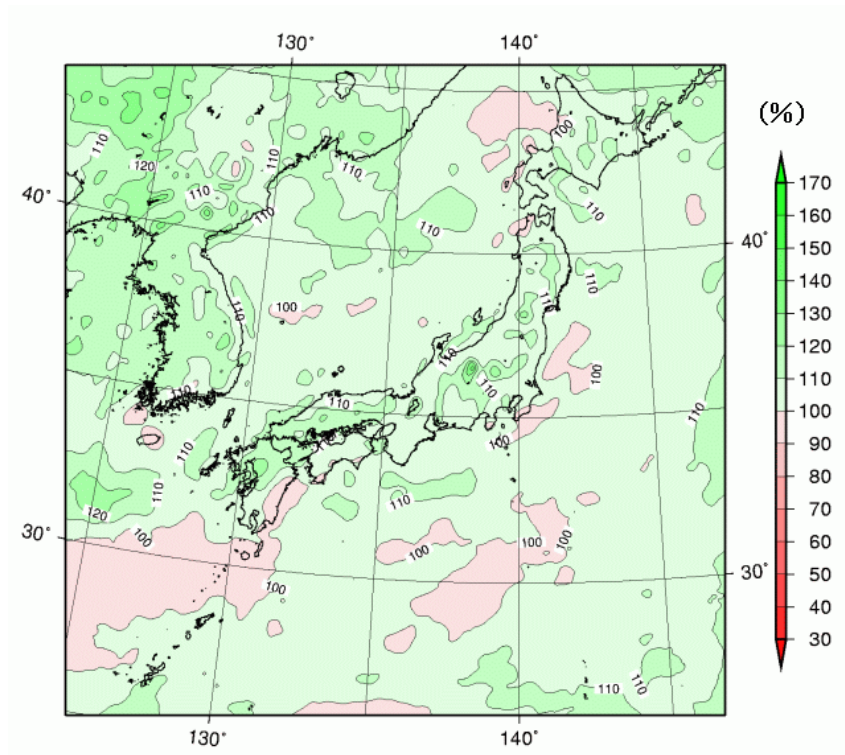


図 4.5 年平均気温の変化量（上）と年降水量の変化比（下）

年平均気温：2081～2100 年平均値と 1981～2000 年平均値との差（単位：℃）

年降水量：2081～2100 年平均値と 1981～2000 年平均値との比（単位：％）

「地球温暖化予測情報 第6巻」（気象庁，2005）より引用．

<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>

(2) 年最大日降水量

図 4.6 は、年最大日降水量の将来変化を示している．これを見ると、紀伊半島など一部の地域を除いて、ほぼ全国的に増加傾向が認められる．特に、北陸地方から北海道にかけての日本海側でやや変化率が大きくなっている．

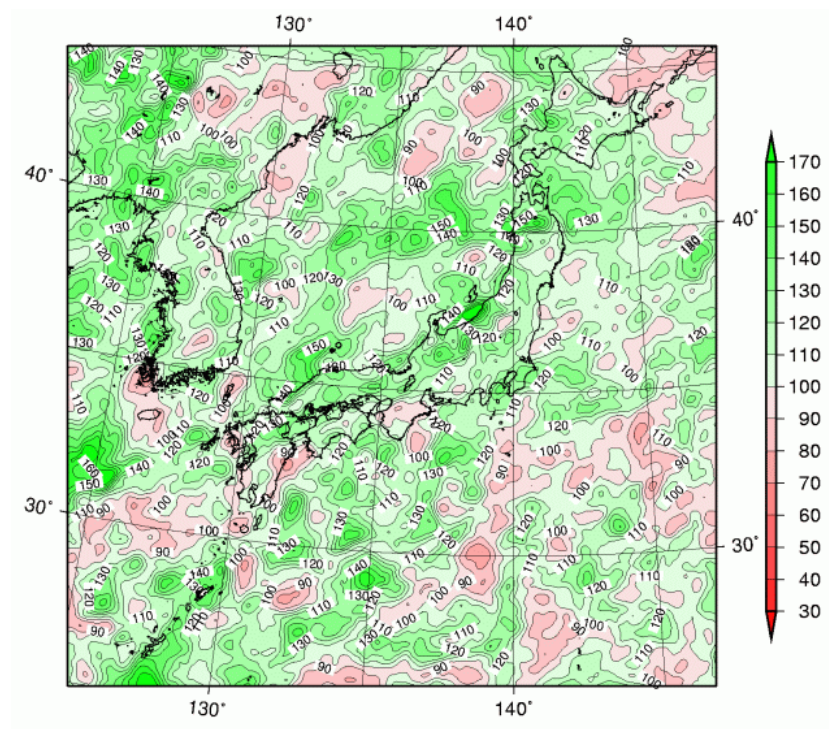


図 4.6 年最大日降水量の将来変化比

2081～2100 年平均值と 1981～2000 年平均值との比（単位：％）.

「地球温暖化予測情報 第 6 巻」（気象庁，2005）より引用

<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>

4.3 鹿児島県を対象とした確率降水量の将来変化評価

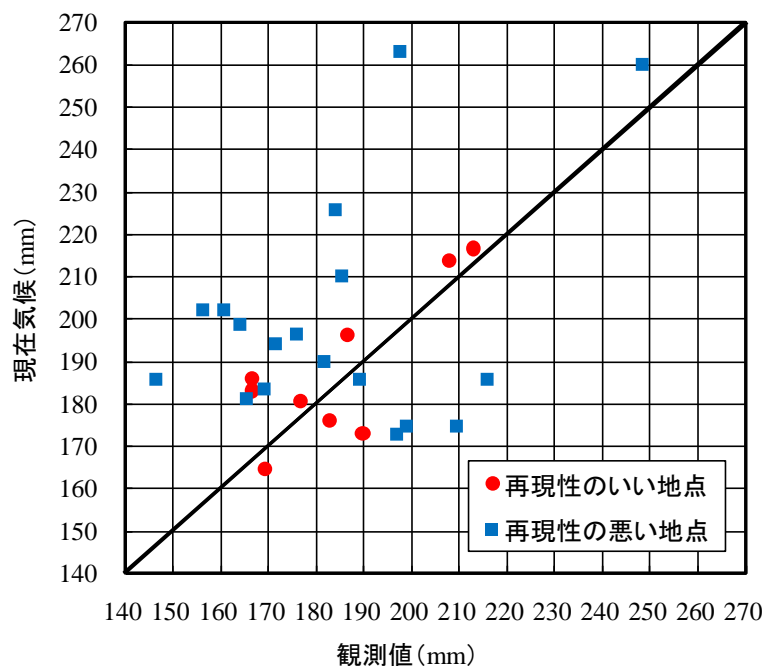
地域気候モデルを用いて日本の気候を詳細に再現できるとはいえ、その再現性は、用いた地域気候モデルのみならず、境界条件として用いた全球気候モデルの再現性にも左右される。その結果、すべての地域の予測結果が同等に信頼できるものではない。現時点では最良の再現性評価手法はなく、また、現在気候の再現性そのまま予測結果の信頼性と結びついているとは限らないといった前提に基づく研究もある（Abe *et al.*, 2009 など）が、最低限の再現性として、気候値の再現性は確保されていなければならない。

4.2.4 で述べたように、MRI-RCM20 は西日本太平洋側などで特に気温・降水量の再現性がよい。そこで、地域頻度解析を用いた確率降水量の将来変化を評価するにあたって、まずは西日本太平洋側に属する鹿児島県での評価を試みることにした。

4.3.1 用いたデータ

鹿児島県（奄美諸島を除く）には 27 か所のアメダス地点が含まれることから、まず MRI-RCM20 の格子点のうち、これらアメダス地点から最も近い格子点をそのアメダス地点に相当する MRI-RCM20 内の地点であると定義した。そして、これら 27 地点について、アメダスデータと現在気候の年最大日降水量の平均値、標準偏差を比較し、再現性の良かった地点 9 地点を以降の解析に用いることにした（図 4.7）。ここで、平均値・標準偏差の算出に用いたのは、現在気候の場合は 1981～2000 年、観測値の場合は観測開始から 2010 年までである。

これら 9 地点の地理的分布は図 4.8 のとおりである。



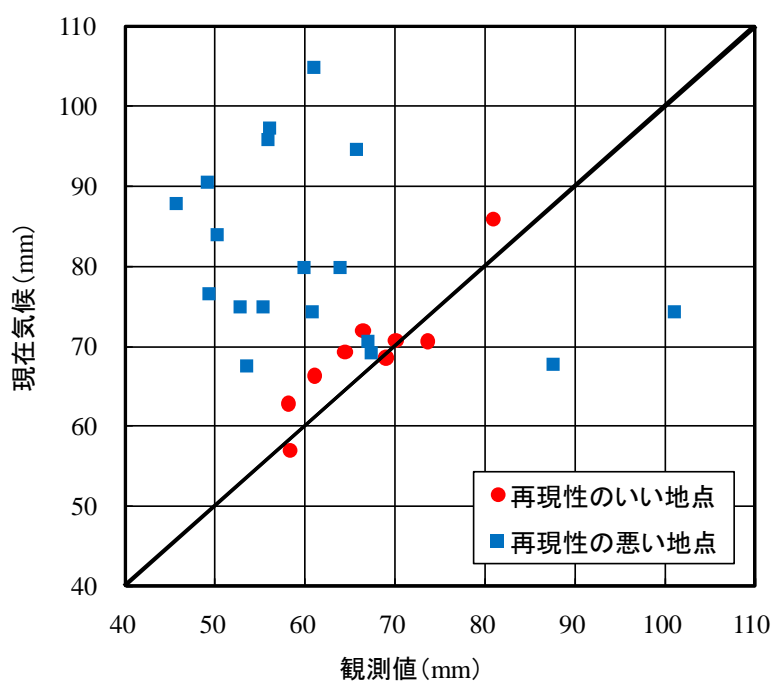


図 4.7 鹿児島県（奄美諸島を除く）内の 27 地点における観測値（アメダスデータ）と現在気候の年最大日降水量の平均値（上），標準偏差（下）の比較
グラフ中に赤点で示した 9 地点は，平均値・標準偏差ともに観測値との誤差が 20%以内となった再現性のよい地点。

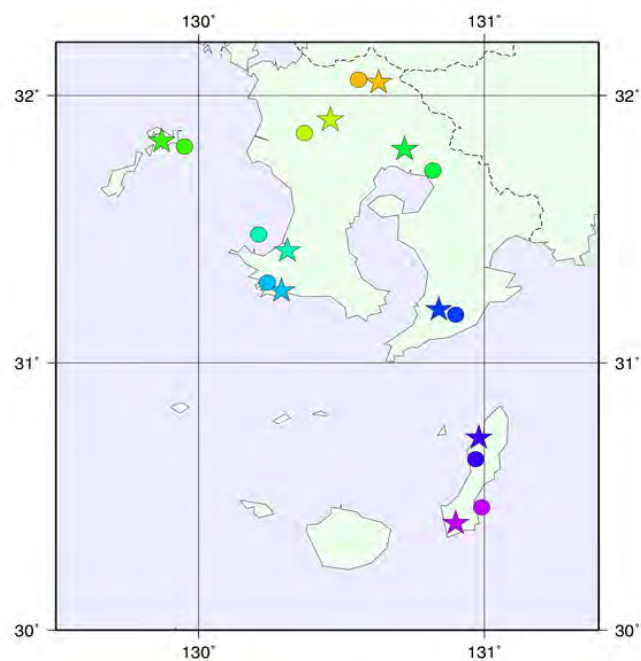


図 4.8 鹿児島県（奄美諸島を除く）における 9 か所のアメダス地点と対応する MRI-RCM20 の格子点の分布図
星印はアメダス地点，丸印は格子点を表し，同じ色は対応する地点・格子点を表す。

これら 9 地点における年最大日降水量の 20 年平均値の将来変化は図 4.9 のとおりである。9 地点平均で、約 5% の増加となっている。

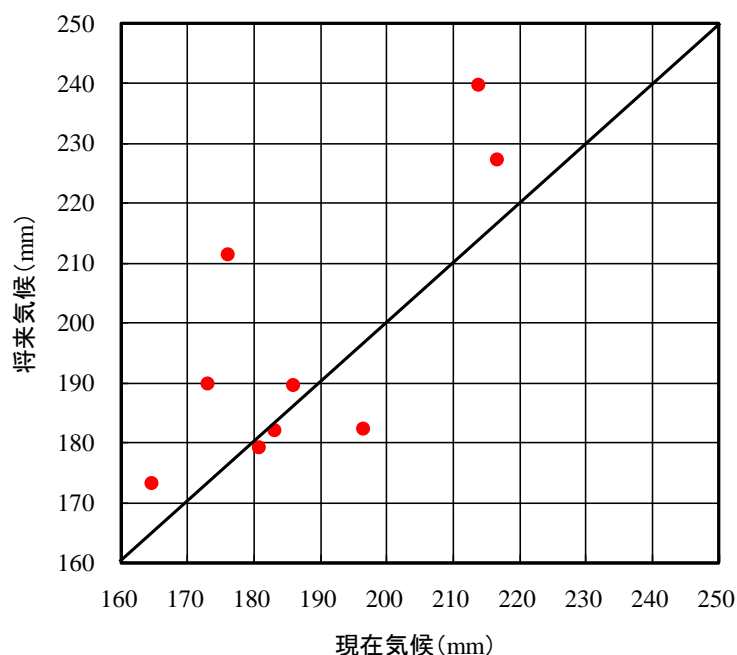


図 4.9 各地点における年最大日降水量の将来変化
現在気候：1981～2000 年平均値，将来気候：2081～2100 年平均値

4.3.2 地域頻度解析の適用手法

温暖化予測実験結果へ地域頻度解析を適用するに当たっては、以下の手順、考え方をもとに作業を行った。

(1) sample L -moments の算出

まず用いる 9 地点（格子点）での sample L -moments を算出する。アメダスデータと同様に、各格子点での年最大日降水量データが現在気候，将来気候ともに 20 年分あるために、求められた値は不偏推定値でとえられる（Hosking and Wallis, 1997）。

(2) データ検定

気候モデルによる格子点値を用いるために、観測誤差等に起因するエラーは存在しないと考え、特に検定は行わないこととする。

(3) 地域内のデータ均質性の評価

H 値に基づくデータ均質性の評価を現在気候，将来気候に対して行い、不均質が確

認された場合は、両気候ともに均質となるように、9 地点の中からさらに適当な地点の削除を行うことで、均質性を確保することとする。

(4) 分布形の選択

一般的に、現在気候と将来気候とで通常の手順を行うと、両気候において異なる確率分布形が最適として選択されてしまうことがある。このような場合、求められた確率降水量の変化が気候変化に基づくものなのか、確率分布形が変わったことによるものなのかの評価が難しくなる。また、将来的に鹿児島県のみならず、全都道府県へと変化評価を拡張させたときに、地域ごとに最適な分布形が異なると、その違いによる差が境界付近において明瞭にあらわれてしまう可能性がある。気候モデルの場合、隣接した格子点間によるデータの違いは明瞭ではないため、可能な限り気候変化以外の要因に基づく空間的な不連続性は除去した方がよいと考える。

よって、本章では採用する確率分布形を GEV 分布に固定することとした。

(5) 確率降水量の変化評価

最適な確率分布形が求められれば、地域のクオンタイル値を $q(F)$ としたとき、各地点における確率降水量 $Q_i(F)$ は、その地点の 1 次の sample L -moment ($l_1^{(i)}$) を用いて次式で表される。

$$Q_i(F) = l_1^{(i)} q(F) \quad (4.1)$$

この式を用いると、現在気候、将来気候ともに各格子点における確率降水量が求められる。しかし、これまで述べてきたとおり、気候モデルを用いた温暖化予測実験結果の場合、格子点ごとではなく、地域全体で評価すべきであると考ええる。また、現在気候、将来気候ともに気候モデル特有のバイアス（エラー）を含んでいることを考慮すると、各気候における地域平均した確率値ではなく、両気候の変化比（将来気候／現在気候）を求めるべきであると考ええる。

よって、本論文では、(4.1) 式を応用し、現在気候、将来気候における地域のクオンタイル値をそれぞれ $q_p(F)$ 、 $q_f(F)$ 、現在気候、将来気候における地域平均した 1

次の sample L -moment をそれぞれ l_1^p 、 l_1^f としたときの、

$$\frac{q_f(F)}{q_p(F)} \times \frac{l_1^f}{l_1^p} \quad (4.2)$$

を将来の同地域における地域平均した確率降水量の変化比であるとした。

なお、4.3.1 より、

$$\frac{l_1^f}{l_1^p} \approx 1.05 \quad (4.3)$$

であることが分かっている．

4.3.3 適用結果

(1) sample L -moments の算出

現在気候と将来気候における，各地点の sample L -moment と sample L -moment ratios は表 4.1 のとおりである． L -CV の将来変化が一番大きく，平均値の増加よりも変動性の増大が大きくなっていることを示している．

表 4.1 現在気候，将来気候における sample L -CV，
sample L -skewness，sample L -kurtosis の地域平均値

これらの値は，各地点でのサンプル数による重み付けをした平均値である．

	sample L -CV	sample L -skewness	sample L -kurtosis
現在気候	0.204	0.189	0.133
将来気候	0.284	0.266	0.175

(2) 均質性の評価

1000 回のシミュレーションを行い， H 値は表 4.2 のように，現在気候で-1.86，将来気候で 0.11 となり，両気候ともに均質性が確かめられた．

表 4.2 現在気候，将来気候における H 値

	現在気候	将来気候
H 値	-1.86	0.11

(3) GEV 分布の適用

現在気候，将来気候とも最適ではなかったものの， Z 値は表 4.3 のように，現在気候で 0.02，将来気候で 0.35 と，GEV 分布を適用することに問題がないことを確認した．

表 4.3 現在気候, 将来気候における Z 値と GEV 分布のパラメータ

	現在気候	将来気候
Z 値	0.02	0.35
ξ	0.825	0.739
α	0.287	0.352
k	-0.030	-0.144

図 4.10 は, 現在気候と将来気候の GEV 分布における L -moment ratio diagram を示しており, 両データともよくフィットしていることが分かる.

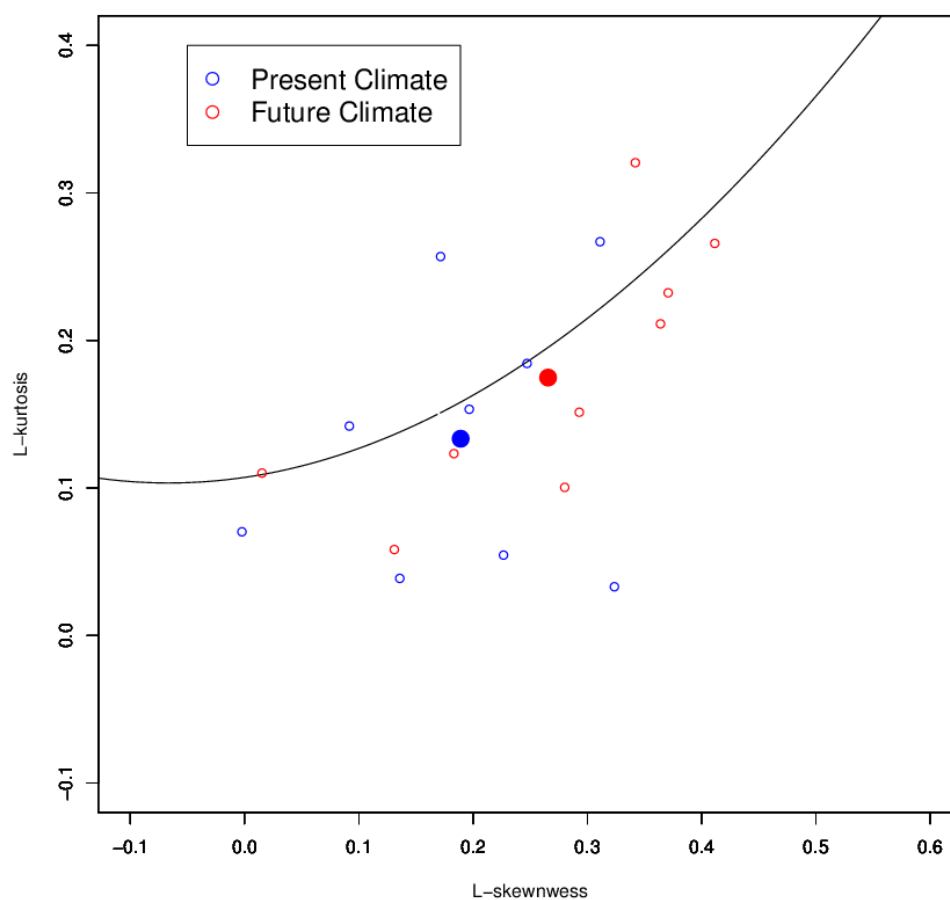


図 4.10 現在気候 (青丸), 将来気候 (赤丸) における L -moment ratio diagram
 黒線は GEV 分布での理論値, 各点は各地点での値を示している.
 大きな○は地域平均値

(4) 日降水量の確率値の算出

表 4.4 は現在気候, 将来気候における 30 年確率値, 100 年確率値に相当するクオントイル値を, 図 4.11 は現在気候, 将来気候のクオントイル関数をそれぞれ示しており,

両気候における 30 年確率値に相当するクオンタイル $q_p(F = 0.967)$, $q_f(F = 0.967)$ はそれぞれ 1.85, 2.27 となり, 1.23 倍に増加している. また, 両気候における 100 年確率値に相当する非超過確率に対応するクオンタイル $q_p(F = 0.990)$, $q_f(F = 0.990)$ はそれぞれ 2.24, 3.04 となり, 1.36 倍に増加していることが分かる.

表 4.4 現在気候, 将来気候における地域平均クオンタイル値とその変化比

	現在気候	将来気候	変化比
30 年確率値 $q(F = 0.967)$	1.85	2.27	1.23
100 年確率値 $q(F = 0.990)$	2.24	3.04	1.36

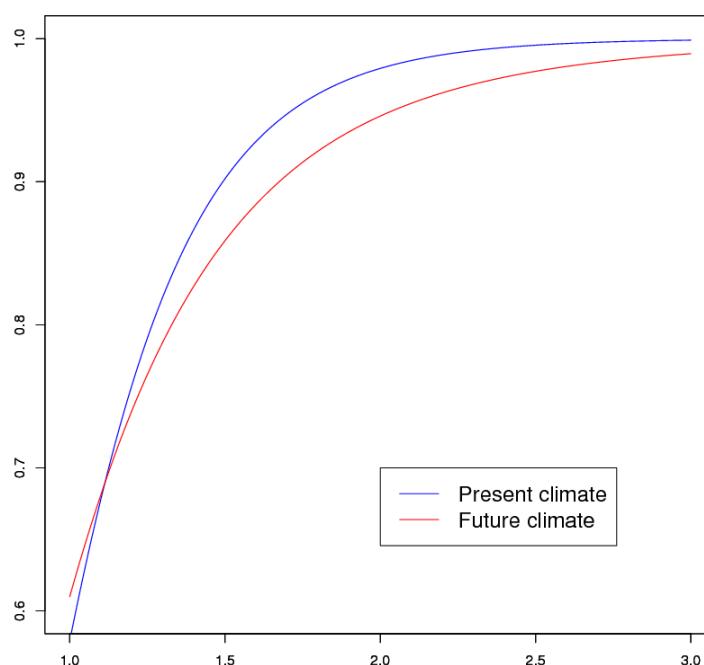


図 4.11 現在気候（青線）と将来気候（赤線）のクオンタイル関数

これらの変化比に, 式 (4.2) と (4.3) を用いると, 最終的には, 30 年確率値は約 1.3 倍 (30% 増加), 100 年確率値は約 1.4 倍 (40% 増加) となることが分かった.

表 4.5 現在気候, 将来気候における確率降水量の変化比

	クオンタイル の将来変化比	年最大日降水量 の将来変化比	最終的な確率降水量 の将来変化比
30 年確率値	1.23	1.05	約 1.3
100 年確率値	1.36	1.05	約 1.4

4.4 確率降水量の将来変化の不確実性評価

4.4.1 はじめに

4.3 で地球温暖化に伴う鹿児島県での 30 年確率日降水量の将来変化を、地域気候モデル (MRI-RCM20) による結果を用いて評価した。しかし、このような気候モデルによる予測結果は、以下の不確実性を内包している可能性がある (Fowler *et al.*, 2007 ; Shiogama *et al.*, 2007 など)。

- ① 温室効果ガス排出シナリオに伴う不確実性
- ② 気候モデルの解像度や物理過程でのパラメタリゼーション, 境界条件の不足に伴う不確実性
- ③ 気候的な内部変動 (気候の年々変動)

これらの不確実性を定量化することで、より信頼性の高い情報を提供することが今後の対策策定には不可欠である。そのために、複数の気候モデルに複数の温室効果ガス排出シナリオを適用した予測実験結果が多数利用できる場合は、それらの結果にベイズ理論など統計的な手法を適用することで温暖化予測結果の不確実性を定量的に評価できる (Tebaldi *et al.*, 2005 ; Ishizaki *et al.*, 2010 など)。

このうち、Fowler *et al.* (2007) は、SRES A2 シナリオを適用した六つの地域気候モデルの結果を用いて、イギリスの九つの地域での極端降水現象の変化を地域頻度解析によって評価した。この解析では地域ごとに、各気候モデルによる上記の不確実性③を bootstrap 法によって評価した後、それら気候モデル間のばらつき具合を合わせることで不確実性②と③を定量化している。このとき、地域頻度解析においては、GEV 分布のみが使われている。

このように不確実性の定量的な評価には、複数の温室効果ガス排出シナリオと複数の気候モデルによる結果が必要である。しかし、我が国における地域気候モデルを用いた詳細な予測実験は、このようなアンサンブル手法を適用するのに十分なメンバー数に達していないのが現状である。このため、本論文では、不確実性③を評価するために、MRI-RCM20 の結果をリサンプリングすることによって定量化を試みることにした。

4.4.2 手法

本論文では、以下の手順によるモンテカルロ・シミュレーションを用いたリサンプリングを行う。このシミュレーションは、地域頻度解析において、地域内の均質性評価や極値分布形の選択に用いられているものと同様の手法であり (ただし、kappa 分布ではなく、GEV 分布で行う)、具体的には、

- ① 現在気候，将来気候それぞれに対して，図 4.11 で示したクオンタイル関数にランダムに発生させた非超過確率値 F を与えることで，それに対応したランダムなクオンタイル値 $q_p(F)$ ， $q_f(F)$ を生成させる．
- ② 現在気候，将来気候それぞれに対して，①を 180 回行うことで，元データと同じ鹿児島県内 9 地点の 20 年分のデータが生成される．
- ③ 現在気候，将来気候それぞれに対して，②で再現された仮想地域に対して，GEV 分布を当てはめ，30 年確率クオンタイル値，100 年確率クオンタイル値を求める．
- ④ 現在気候，将来気候それぞれに対して，①～③の作業を 2000 回繰り返すことで，それぞれ 2000 個ずつの 30 年確率クオンタイル値，100 年確率クオンタイル値が生成されたことになる．
- ⑤ 現在気候，将来気候における④で求められた 2000 個のクオンタイル値からランダムにクオンタイル値を抜き出し，その比 $\frac{q_f(F)}{q_p(F)}$ を求める（30 年確率値，100 年確率値とも）．
- ⑥ ⑤を 2000 回行い，その平均と標準偏差を求めることで，クオンタイル値の変化比 $\frac{q_f(F)}{q_p(F)}$ の 5%–95% 範囲を求める．
- ⑦ さらに (4.2)，(4.3) の関係式より，30 年確率日降水量，100 年確率日降水量の変化比を求める．

とするものである．

4.4.3 結果

(1) 30 年確率値

図 4.12 は 4.4.2 の①～④によって生じた現在気候と将来気候における 30 年確率クオンタイル値の頻度分布を示している．なお，Kolmogorov–Smirnov 検定を行い，その有意な正規性が確認できたため，近似した正規曲線も合わせて示しており，この正規性のために，5%–95% 範囲は標準偏差の 1.65 倍となる．結果として，現在気候のクオンタイルは平均が 1.84，標準偏差が 0.08 であったため，その 5%–95% 範囲は 1.84 ± 0.14 となった．同様に，将来気候は，平均が 2.26，標準偏差が 0.15 であったため，その 5%–95% 範囲は 2.26 ± 0.24 となる．標準偏差が現在気候よりも将来気候の方が大きくなっているのは，クオンタイル関数が将来気候においてより広い範囲に広がっていることを反映していると言える．

図 4.13 は，4.4.2 の⑤，⑥を行ったときの頻度分布である．この分布も Kolmogorov–Smirnov 検定を行い，その有意な正規性が確認できたため，近似した正規

曲線を合わせて示している. 結果として, 将来変化比の平均値が 1.24, 標準偏差が 0.10 であったことから, その 5%–95% 範囲は 1.24 ± 0.17 である.
これらの数値をまとめたのが表 4.5 である.

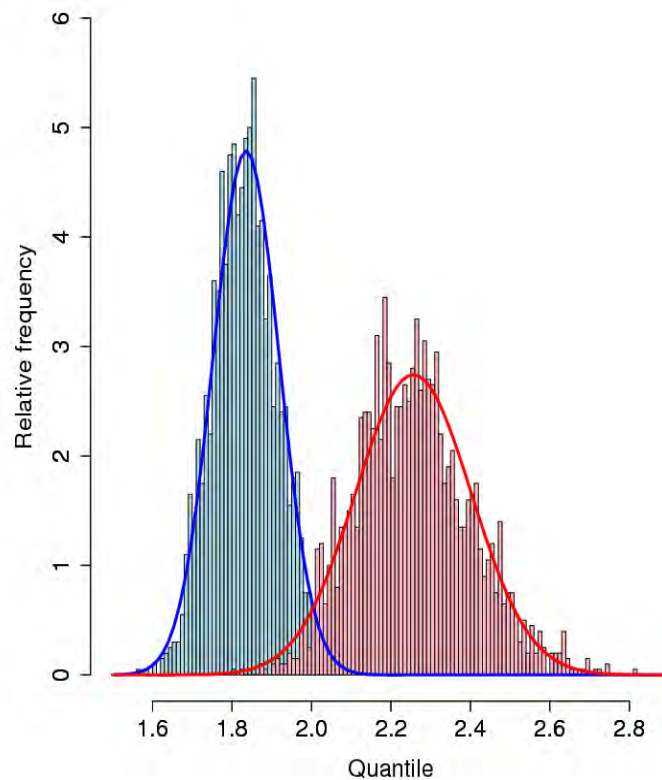


図 4.12 現在気候（青）、将来気候（ピンク）における
地域平均クオンタイル値の頻度分布（30 年確率値）

棒グラフの総和, 正規曲線の下部の面積がともに 1 となるように規格化してある.

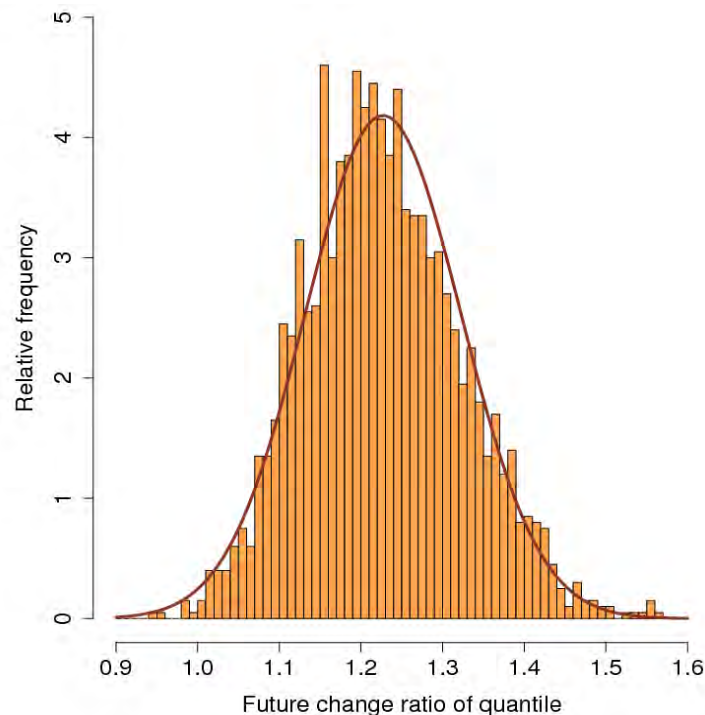


図 4.13 30 年確率クオンタイル値の将来変化比の頻度分布

棒グラフの総和，正規曲線の下部の面積がともに 1 となるように規格化してある．

表 4.6 現在気候，将来気候におけるモンテカルロ・シミュレーションによる
30 年確率クオンタイルの各種統計値

	現在気候	将来気候	将来変化比
クオンタイルの平均	1.84	2.26	1.24
クオンタイルの標準偏差	0.08	0.15	0.10
クオンタイルの 5%–95% 範囲	1.84 ± 0.14	2.26 ± 0.24	1.24 ± 0.17

以上より，4.4.2 の⑦を適用することで，鹿児島県での 30 年確率日降水量の変化比の 5%–95% 範囲が 1.30 ± 0.17 となり，30 年確率日降水量が鹿児島県平均で約 100 年後に $30 \pm 17\%$ 増（13～47% 増）となると評価された．

(2) 100 年確率値

同様にして，図 4.14 は，4.4.2 の①～④によって生じた現在気候と将来気候における 100 年確率クオンタイル値の頻度分布を示している．同じく有意な正規性が確認されたため，現在気候のクオンタイルは平均が 2.20，標準偏差が 0.15 であったため，その 5%–95% 範囲は 2.20 ± 0.25 と表される．また，将来気候は，平均が 2.92，標準偏差が 0.28 であったため，その 5%–95% 範囲は 2.92 ± 0.46 となった．

図 4.15 は，4.4.2 の⑤，⑥を行ったときの頻度分布である．この分布も有意な正規性が確認できたため，近似した正規曲線を合わせて示している．結果として，将来変

化比の平均値が 1.33，標準偏差が 0.15 であったことから，その 5%–95%範囲は 1.33 ± 0.25 である．

これらの数値をまとめたのが表 4.5 である．

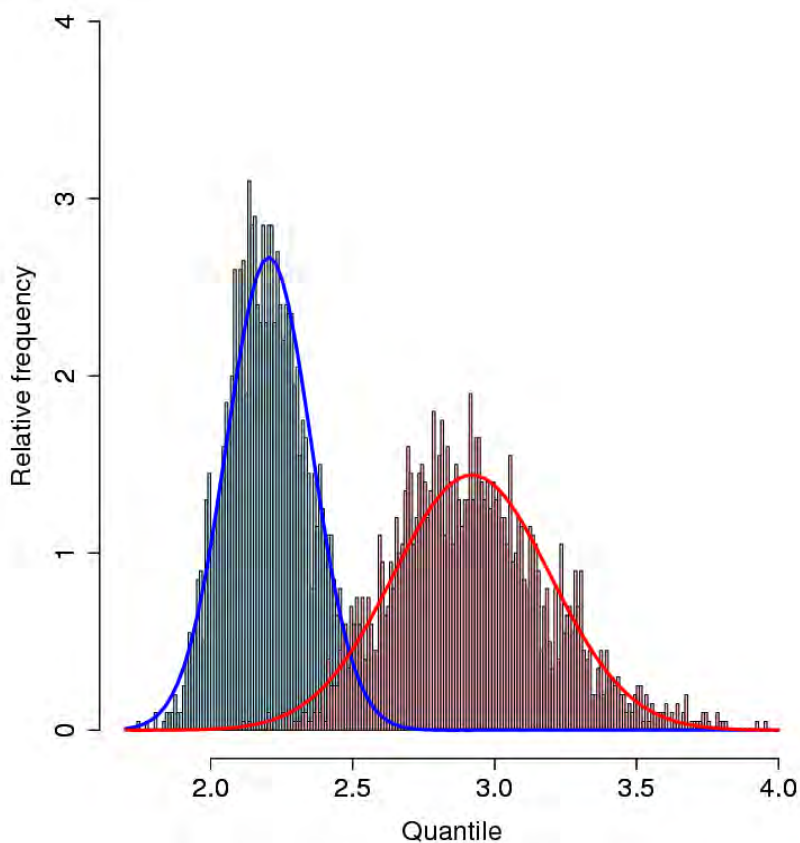


図 4.14 現在気候（青），将来気候（ピンク）における
地域平均クオントイルの頻度分布（100 年確率値）

棒グラフの総和，正規曲線の下部の面積がともに 1 となるように規格化してある．

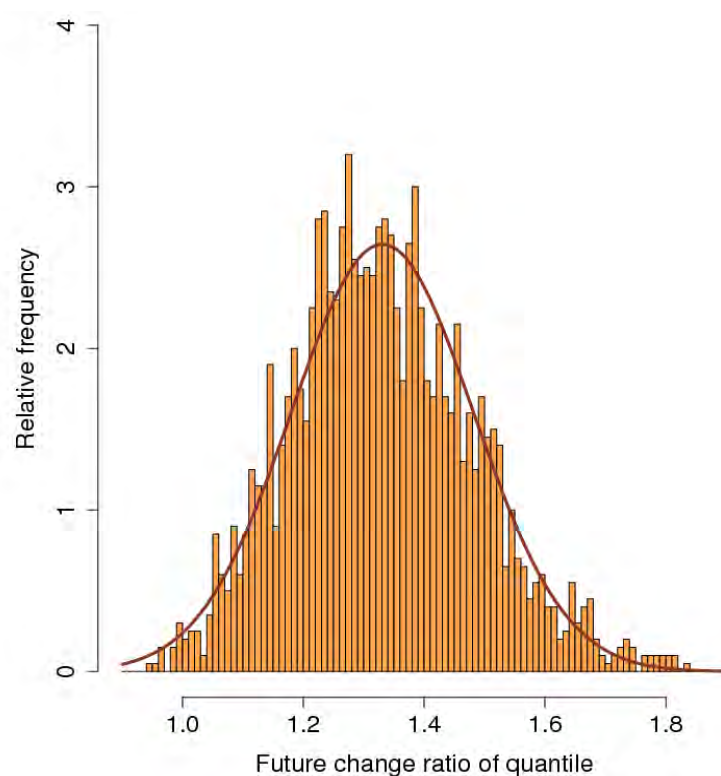


図 4.15 100 年確率日降水量の将来変化比の頻度分布

棒グラフの総和，正規曲線の下部の面積がともに 1 となるように規格化してある．

表 4.7 現在気候，将来気候におけるモンテカルロ・シミュレーションによる
100 年確率クオンタイルの各種統計値

	現在気候	将来気候	将来変化比
クオンタイルの平均	2.20	2.92	1.33
クオンタイルの標準偏差	0.15	0.28	0.15
クオンタイルの 5%–95% 範囲	2.20 ± 0.25	2.92 ± 0.46	1.33 ± 0.25

以上より，4.4.2 の⑦を適用することで，鹿児島県での 100 年確率日降水量の変化比の 5%–95% 範囲が 1.40 ± 0.26 となり，100 年確率日降水量が鹿児島県平均で約 100 年後に $40 \pm 26\%$ 増（14～66% 増）となると評価された．

4.5 まとめ

本章では、気象研究所が開発した地域気候モデル（MRI-RCM20）による地球温暖化予測実験結果のうち、鹿児島県（奄美諸島を除く）に相当する9格子点値に地域頻度解析を適用することで、地球温暖化に伴う鹿児島県における30年確率日降水量、100年確率日降水量の変化比とリサンプリングによる不確実性の幅を定量的に評価した。ここで地域頻度解析を用いたのは、現在気候、将来気候ともに20年分のサンプルしかないために、格子点ごとに信頼性の高い確率降水量を算出することが難しいためであることと、気候モデルによる実験結果は格子点単位ではなく数格子平均（地域平均）値として扱う必要があるためである。

結果として、約100年後に現在と比べて、鹿児島県（奄美諸島を除く）平均での30年確率日降水量、100年確率日降水量はそれぞれ13～47%、14～66%（ともに5%～95%範囲）増加することが分かった。

一方、近年、文部科学省が推進する「21世紀気候変動予測革新プログラム（<http://www.jamstec.go.jp/kakushin21/jp/>）」において、MRI-GCM20と同じ20kmの水平解像度を持つ超高解像度全球モデルが気象研究所によって開発されており（Mizuta *et al.*, 2006）、さまざまな影響評価研究等に用いられている（和田ほか, 2008；小林ほか, 2010 など）。また、さらに高解像度の領域気候モデルの開発も進められており（Sasaki and Kurihara, 2008；Ishizaki and Takayabu, 2009；Kanada *et al.*, 2010；Nakano *et al.*, 2010 など）、近い将来、これらの結果を利用することが可能となるであろう。

これらの気候モデルを用いた予測実験結果を用いることで、我が国における詳細な温暖化予測においてもマルチモデル・アンサンブルが可能となる。そのためには、ベイズ統計などさまざまなアンサンブル手法を開発・応用する必要がある。

最後に、気候モデルによる温暖化実験結果を用いた温暖化予測を行う際に、予測手法の開発も必要ではあるが、その気候モデルによる温暖化予測結果がどの程度信頼できるのかといった定量的な評価が最も重要であると考えられる。本章では、図4.8で示したように、アメダスデータと気候モデルにおける最寄りの格子点値とを比較することで、MRI-RCM20の再現性（信頼性）の評価を行った。しかし、このような評価手法は確立されたものではなく、いまだ手探り状態にあると言っても過言ではない。特に、地域別（都道府県別など）・要素別（気温や降水量など）に評価を行い、再現性の良い地域や要素がわずかしかなかった場合に、その地域や要素の予測実験結果が信頼できるものであるかどうか疑わしい。このような信頼性を適切に把握するためには、地域別・要素別に個別に再現性を評価するのではなく、全体的な再現性を評価できるような手法・指標が必要である。

参考文献

- Abe M, Shiogama H, Hargreaves JC, Annan JD, Nozawa T, Emori S. 2009. Correlation between Inter-Model Similarities in Spatial Pattern for Present and Projected Future Mean Climate. *SOLA* **5**: 133–136, doi:10.2151/sola.2009-034.
- Fowler HJ, Ekström M, Blenkinsop S, Smith AP. 2007. Estimating change in extreme European precipitation using a multimodel ensemble. *Journal of Geophysical Research* **112**: D18104, DOI: 10.1029/2007JD008619.
- Hosking JRM, Wallis JR. 1997. Regional Frequency Analysis: An Approach based on L-moments. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 224pp.
- IPCC. 2000. Special Report on Emissions Scenarios. A Special Report of Working Group III of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Nakićenović, N., J. Alcamo, G. Davis, B. de Vries, J. Fenhann, S. Gaffin, K. Gregory, A. Grübler, T. Yong Jung, T. Kram, E. L. La Rovere, L. Michaelis, S. Mori, T. Morita, W. Pepper, H. Pitcher, L. Price, K. Riahi, A. Roehrl, H.-H. Rogner, A. Sankovski, M. Schlesinger, P. Shukla, S. Smith, R. Swart, S. van Rooijen, N. Victor and Z. Dadi (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 599pp.
- IPCC. 2007. Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Solomon S, Qin D, Manning M, Chen Z, Marquis M, Averyt KB, Tignor M and Miller HL (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 996pp.
- Ishihara K. 2010a. Assessment for the 30-year daily precipitation change due to global warming using regional frequency analysis. *Hydrological Research Letters* **4**: 30–34. DOI: 10.3178/HRL.4.30.
- Ishihara K. 2010b. Quantifying the uncertainty range of 30-year daily precipitation change due to global warming using regional frequency analysis. *Hydrological Research Letters* **4**: 90–94. DOI: 10.3178/HRL.4.90.
- Ishizaki N, Takayabu I. 2009. On the warming events over Toyama Plain by using NHRCM. *SOLA* **5**: 129–132. DOI: 10.2151/sola.2009-033.
- Ishizaki Y, Nakaegawa T, Takayabu I. 2010. Comparison of three Bayesian approaches to project surface air temperature changes over Japan due to global warming. *SOLA* **6**: 21–24. DOI: 10.2151/sola.2010-006.
- Kanada S, Nakano M, Kato T. 2010. Changes in mean atmospheric structures around Japan during July due to global warming in regional climate experiments using a cloud-system resolving model. *Hydrological Research Letters* **4**: 11–14. DOI: 10.3178/HRL.4.11.
- Kida, H, Koide T, Sasaki H, Chiba M. 1991. A new approach to coupling a limited area model with a GCM for regional climate simulations. *J. Meteor. Soc. Japan*, **69**, 723–728.
- Kurihara K, Ishihara K, Sasaki H, Fukuyama Y, Saitou H, Takayabu I, Murazaki K, Sato Y, Yukimoto S, Noda A. 2005. Projection of Climatic Change over Japan Due to Global Warming by High-Resolution Regional Climate Model in MRI. *SOLA* **1**: 97–100. doi:10.2151/sola.2005-026.

- Mizuta R, Oouchi K, Yoshimura H, Noda A, Katayama K, Yukimoto S, Hosaka M, Kusunoki S, Kawai H, Nakagawa M. 2006. 20-km-Mesh global climate simulations using JMA-GSM Model –Mean Climate States–. *Journal of the Meteorological Society of Japan* **84**: 165–185. DOI: 10.2151/jmsj.84.165.
- Nakano M, Kanada S, Kato T. 2010. Statistical analysis of simulated direct and indirect precipitation associated with typhoons around Japan using a cloud-system resolving model. *Hydrological Research Letters* **4**: 6–10. DOI: 10.3178/HRL.4.6.
- Sasaki, H, Kida H, Koide K, Chiba M. 1995. The performance of long-term integration of a limited area model with the spectral boundary coupling method. *J. Meteor. Soc. Japan* **73**: 165–181.
- Sasaki, H, Sato Y, Adachi K, Kida H. 2000. Performance and evaluation of the MRI regional climate model with the spectral boundary coupling method. *J. Meteor. Soc. Japan* **78**: 477–489.
- Sasaki H, Kurihara K. 2008. Relationship between precipitation and elevation in the present climate reproduced by the Non-hydrostatic Regional Climate Model. *SOLA* **4**: 109–112. DOI: 10.2151/sola.2008-028.
- Shiogama H, Nozawa T, Emori S. 2007. Robustness of climate change signals in near term predictions up to the year 2030: Changes in the frequency of temperature extremes. *Geophysical Research Letters* **34**: L12714. DOI: 10.1029/2007GL029318.
- Tebaldi C, Smith RL, Nychka D, Mearns LO. 2005. Quantifying uncertainty in projections of regional climate change: A Bayesian approach to the analysis of multimodel ensembles. *Journal of Climate* **18**: 1524–1540.
- Yukimoto S, Noda A, Kitoh A, Sugi M, Kitamura Y, Hosaka M, Shibata K, Maeda S, Uchiyama T. 2001. The New Meteorological Research Institute Coupled GCM (MRI-CGCM2) – Model Climate and Variability –. *Papers in Meteorology and Geophysics* **51**: 47–88.
- 石原幸司 (2010) : 都道府県別に適用した地域頻度解析によるアメダス地点の確率降水量評価, 水文・水資源学会誌, **23**, pp.118–128.
- 気象庁 (2005) : “地球温暖化予測情報 第6巻”
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>. (参照: 2011/4/25).
- 気象庁 (2006) : “異常気象レポート 2005”
http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/climate_change/. (参照: 2011/4/25).
- 小林健一郎, 寶馨, 中北英一 (2010) : 全球気候モデル出力を用いた日本域の100年確率日降水量の将来予測, 水工学論文集, **54**, pp.223–228.
- 和田一範, 川崎将生, 富澤洋介, 楠 昌司, 栗原 和夫 (2008) : 高解像度全球モデルおよび地域気候モデルを用いた地球温暖化にともなう洪水リスクの評価, 水文・水資源学会誌, **21**, pp.12–22.

5 結論

第1章では、近年の大雨による災害の実例を挙げるとともに、気象庁が気象防災や地球温暖化予測に基づく影響評価に資する情報を提供するために、半世紀以上にわたって行ってきた水文統計解析に関する研究や、気象観測データに適用した結果についてのレビューを行った。

第2章では、100年以上もの日降水量データを有する51気象官署における確率日降水量に、極値分布形に基づくパラメトリックな手法と、リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法をそれぞれ適用することで、後者の評価手法の特徴を検討した。その結果、リサンプリングを用いたノンパラメトリック手法は、「100年以上ものデータが存在するのであれば、100年確率値は既に経験している」との前提に立ち、2000年に名古屋で観測されたような極端な降水量も異常値として棄却することなく扱うことから、過去に出現した極端な降水量（異常度）に応じた手法であることが分かった。さらに、今後、地球温暖化の進行に伴ってますます出現する可能性の高い極端な降水現象を含めて評価することのできる、柔軟性、現実性の高い手法ではないかと考えられる。

第3章では、気象防災に不可欠で、空間的に密には存在するものの、データ年数が30年程度しかないアメダス地点における確率降水量を評価するために、地域頻度解析を都道府県別（北海道は支庁別）に適用し、全国1000地点以上ものアメダス地点における確率降水量を算出した。また、第2章で評価された確率値との比較などを行い、その有効性を評価した。その結果、まず、地域頻度解析によって求められた確率値は、地点ごとに極値分布形をあてはめて求められた確率値よりも理論値に近いことが確かめられた。また、同じ地点でもサンプル数が十分に存在する場合における確率値と比較した結果、他の手法によって求められた確率値に比べて、地点ごとのばらつきが小さく、比較的安定した値が得られていることが分かった。これらの有効性評価によって、地域頻度解析によってアメダス地点における確率降水量を、高い信頼性をもって評価できることが確認され、今後のより適切な気象情報の作成などに活用できるものと期待される。

第4章では、この地域頻度解析を、気象研究所によって開発された水平解像度20kmの地域気候モデル（MRI-RCM20）による地球温暖化予測実験（温室効果ガス排出シナリオ：SRES A2シナリオ）結果に適用することで、約100年後の確率降水量の変化比を評価した。対象としたのは、MRI-RCM20の降水量の再現性が比較的良かった西日本太平洋側に位置する鹿児島県（奄美諸島を除く）で、さらに、鹿児島県内のアメダス地点に最寄りの格子点値のうち、年最大日降水量の再現性が良かった9地点である。現在気候、将来気候におけるこれらの地点データに地域頻度解析を適用した結果、鹿児島県全体として約100年後には、30年確率日降水量は約1.3倍、100年確率日降水量は約1.4倍となることが分かった。

さらに、地域頻度解析の適用によって求められたクオンタイル関数に基づくモンテ

カルロ・シミュレーションを行うことで、将来変化比の年々変動（リサンプリング）による不確実性の幅も定量的に評価した。その結果として、約 100 年後に、鹿児島県（奄美諸島を除く）平均での 30 年確率日降水量、100 年確率日降水量はそれぞれ 13～47%、14～66%（ともに 5%–95% 範囲）増加することが分かった。

このように、本論文では、極端な降水現象の再現期待値や、その地理的特性を正しく把握するとともに、それらの地球温暖化に伴う長期的な変化傾向を監視・予測することは、今後の的確な気象防災情報の提供や地球温暖化対策のために不可欠であるとの問題意識から、空間的には密に存在するものの、サンプル数が少ないアメダスデータや気候モデルを用いた地球温暖化予測実験結果に、地域頻度解析の適用を試みた。その結果、地域頻度解析を適用することで、比較的、理論値に近い値が算出されていることが分かった。また、モンテカルロ・シミュレーションを行うことで、データの変動に伴う不確実性の評価を行うことも可能であることが分かった。

あとがき

筆者が気象庁地球環境・海洋部気候情報課にて、地球温暖化や気候変化に関する業務を行うようになったのは2001年4月からである。その後、2006年4月に気象研究所に異動するまで、地球温暖化の監視を目的として、世界中の気温観測データを用いて過去の世界平均気温の変化を評価する手法を開発したほか、気象研究所が開発した気候モデルを用いた地球温暖化の予測実験結果をとりまとめる作業を行った。筆者は、本論文でも引用した「地球温暖化予測情報第4巻」(気象庁, 2001), 「地球温暖化予測情報第5巻」(気象庁, 2003), 「地球温暖化予測情報第6巻」(気象庁, 2005), 「異常気象レポート2005」(気象庁, 2006), 「気候変動監視レポート」の作図や執筆にあたった一人である。これらの開発や業務は気象研究所に異動した後も続き、異動後に公表された「地球温暖化予測情報第7巻」(気象庁, 2008)にも関わってきた。

一方、本論文で研究対象とした水文統計解析との関わりは、気象研究所に異動した2006年からである。きっかけは、2006年当時、気象庁が全国51気象官署における1901年以降の日別降水量データを完全デジタル化したばかりであったことのみならず、確率降水量を基にした情報提供の必要性を受けて、これら気象観測地点での確率降水量マップを「異常気象リスクマップ」として公表することを検討し始めていたことや、研究所に異動して初めて参加した研究プロジェクトの一つが科学研究費補助金「極端な気象現象の発生頻度とその長期変動に関する研究」(平成18-20年度)であったことが挙げられる。

このプロジェクトに参加し始めた頃、水文統計に関する基礎知識を得るため、当時、気象大学校で極端現象の統計解析に関する授業を担当されていた水野量氏(現在は釧路地方気象台長)に直接教わりに伺った。そのような中、筆者が最初に読んだ水文関連の論文が、大標本地点におけるノンパラメトリック手法を提唱した寶(2006)であった。極値分布形に頼らないノンパラメトリック手法は、筆者にはとても分かりやすく、整備されたばかりの上記51気象官署データにさっそく適用できたことは、まさに「幸運な巡り合わせ」であったように思える。また、その適用結果について、気象研究所の仲江川氏から貴重なアドバイスをいただくとともに、当時は水文・水資源学会とは無縁であった筆者に学会誌への投稿を勧めていただけたのも、さらなる「幸運な巡り合わせ」であったと言えるかもしれない。この結果は石原・仲江川(2008)として掲載されている。

その後、地球温暖化に伴って確率降水量がどの程度変化するかという影響評価研究の重要性が増してきたこともあり、気候モデルを用いた予測実験結果を用いた水文統計解析へと関心が移っていった。幸い、前述のとおり、気候情報課在籍中に「地球温暖化予測情報第6巻」(気象庁, 2005)を公表していたこともあり、水平解像度20kmの地域気候モデル(MRI-RCM20)を用いた予測実験結果を使い慣れていたために、すぐにこのデータを用いた解析に着手することができた(この実験結果は「気候統一シナリオ第2版」として水文関係者をはじめ多くの影響評価研究者に使われていた)。しかし、このような地域気候モデルを用いた詳細な予測実験は計算機への負荷が大変大きく、全球気候モデルのように長期間を連続して計算することができないため、現在気候・将来気候ともに20~30年程度しか計算されないこともあり、通常の極値統計

解析では信頼性の高い評価を行うことができない。そこで着目したのが、水野量氏が既にアメダスデータに適用し外山・水野（2002）として発表していた「地域頻度解析」である。この地域頻度解析は、既に外山・水野（2002）という先行研究があったものの、国内では他にはほとんど適用事例がなく（海外でも多いとは言えない）、日本語では唯一とも言える外山・水野（2002）における手法の解説、原著である Hosking and Wallis（1997）を何度も読み返したものである。また、Hosking 氏自身によって公表されていたプログラムの詳細について、氏に直接メールで問い合わせたこともあった。

そのような地域頻度解析を温暖化予測実験結果に適用するためには、外山・水野（2002）を踏まえて、もう一度アメダスデータに適用することでこの手法の可能性を自分で確認する必要があると考えた。ただし、外山・水野（2002）とは異なり、地球温暖化予測実験結果にも適用できるように、地域分けを行政区分に依った都道府県別（北海道は支庁別）とすることとした。これは、クラスター分析による地域分けを行うとなると、現在気候と将来気候とで異なった地域分けが形成される可能性があり、厳密な将来変化ができないのではないかと考えたためである。そのため、最初に行った作業が地域頻度解析を都道府県別（北海道は支庁別）に過去のアメダスデータに適用することであった。作業前は、かなり不均質な地域が多くなるのではないかという懸念があったが、結果は予想に反し、うまく地域分けが形成された（これは日本の行政区分が中央山脈など地形に応じて区切られており、日本海側・太平洋側といった代表的な気候区分にほぼ対応しているためだと考える）。この結果は水文・水資源学会誌に投稿し、無事に石原（2010）として掲載された。

このように地域頻度解析を都道府県別に適用できることが分かった上で、いよいよ MRI-RCM20 のデータに適用することにしたのだが、全国的に機械的に計算するのではなく、比較的再現性の良かった鹿児島県（奄美諸島を除く）への適用のみを行うことで、まずはその可能性を検討してみることにした。これは自分の中で、「気候モデルの再現性を定量的に評価するためにはどうすればいいのか？」「気候モデルの計算結果から求められた確率降水量の信頼性をどのように評価したらいいのか？」といった疑問をもっていたために、ただ機械的に将来の地球温暖化に伴う変化評価のみを行うことに慎重であったためである。この疑問や慎重さは今でも変わっておらず、今後の研究を進めていく上でも忘れてはならない大事な問題意識であると信じている。

この MRI-RCM20 による鹿児島県での確率降水量の変化評価結果は、Hydrological Research Letters に Ishihara（2010a）として掲載された。しかし、この査読過程において、「予測結果には不確実性の評価が不可欠である」という意見をいただいた。この意見はもっともなものであり、現在、統計学者も交えて、ベイズ理論などさまざまな統計手法を用いた不確実性の評価が世界中で行われている。そこで次に行ったのが、同じ鹿児島県の変化予測の不確実性を定量的に評価することである。現時点では、日本付近の詳細な予測結果については、マルチモデル・アンサンブルを行うほどの実験結果がないことから、単一の気候モデル、単一の二酸化炭素排出シナリオに基づく単一の実験結果から求める必要がある。このような場合、気候の年々変動に伴う不確実性の評価を行うために、bootstrap 法や jackknife 法に基づくリサンプリングが有効であることがまず考えられる。しかし、地域頻度解析の場合、リサンプリングを行った結果、地域が均質でなくなる可能性があり、単純なリサンプリングでは通用しない。そこで、地域頻度解析において、地域内の均質性評価や最適な分布形を求める際に用いられる

モンテカルロ・シミュレーション手法を応用することを考え、そのばらつき具合を不確実性の幅として定量的に評価することとした。この結果、当然ではあるが、Ishihara (2010a) とは矛盾しない結果が得られ、Ishihara (2010b) として再び Hydrological Research Letters へ掲載された。

現在、21 世紀気候変動予測革新プログラム「超高解像度大気モデルによる将来の極端現象の変化予測に関する研究」では、水平解像度 20km の超高解像度全球大気モデルや水平解像度 5km, 2km の領域気候モデルの開発やそれらを用いた実験が進められているだけでなく、水文分野における研究者との連携が進められており、これまでは気象分野の研究者が用いてきた気候モデルによる計算結果を水文分野の研究者が利用し、また筆者のように、気象分野の研究者の中には水文分野の手法を検討している者もいる。このような両分野間での連携研究において、橋渡しの役割を担うことができれば・・・筆者はそうように考えている。

平成 23 年 4 月 1 日、気象研究所から以前所属していた気象庁地球環境・海洋部気候情報課へ異動となり、現在は季節予報担当の予報官として国内の天候監視作業や 1 か月予報や 3 か月予報の発表などの作業に従事している。これらの業務は直接的にはこれまでの研究内容との関わりは少なく、日々のルーチン業務に追われてはいるものの、上記の思いに変わりはなく、今後も気象防災や地球温暖化に伴う影響評価に資する極端現象の研究に関わっていきたいと考えている。

参考文献

- Hosking JRM, Wallis JR. 1997. Regional Frequency Analysis: An Approach based on *L*-moments. Cambridge University Press: Cambridge UK, 224pp.
- Ishihara K. 2010a. Assessment for the 30-year daily precipitation change due to global warming using regional frequency analysis. *Hydrological Research Letters* **4**: 30–34. DOI: 10.3178/HRL.4.30.
- Ishihara K. 2010b. Quantifying the uncertainty range of 30-year daily precipitation change due to global warming using regional frequency analysis. *Hydrological Research Letters* **4**: 90–94. DOI: 10.3178/HRL.4.90.
- 石原幸司・仲江川敏之（2008）：全国 51 地点におけるノンパラメトリック手法を用いた確率降水量の算出，水文・水資源学会誌，**21**，459–463.
- 石原幸司（2010）：都道府県別に適用した地域頻度解析によるアメダス地点の確率降水量評価，水文・水資源学会誌，**23**，118–128.
- 気象庁：“異常気象リスクマップ”，
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/riskmap/index.html>.（参照：2011/4/25）.
- 気象庁：“気候変動監視レポート 2009”，
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/monitor/index.html>.（参照：2011/4/25）.
- 気象庁（2001）：地球温暖化予測情報 第 4 巻，財務省印刷局；77.
- 気象庁（2003）：地球温暖化予測情報 第 5 巻，
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol5/index.html>.（参照：2011/4/25）.
- 気象庁（2005）：地球温暖化予測情報 第 6 巻，
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/Vol6/index.html>.（参照：2011/4/25）.
- 気象庁（2006）：異常気象レポート 2005，
http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/climate_change/.（参照：2011/4/25）.
- 気象庁（2008）：地球温暖化予測情報 第 7 巻，
<http://www.data.kishou.go.jp/climate/cpdinfo/GWP/index.html>.（参照：2011/4/25）.
- 寶馨（2006）：大標本時代の水文頻度解析手法ーリターンピリオドを超えるようなサイズの標本に対する極値データ解析ー，京都大学防災研究所年報，49B, 7–12.
- 外山奈央子・水野量（2002）：*L*-moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における確率降水量の推定，気象庁研究時報，**54**，55–100.

謝辞

本論文の執筆にあたって、京都大学防災研究所の寶馨教授、小林健一郎准教授には終始ご指導いただいた。

また、前述のとおり、水野量氏（現在、釧路気象台長）には、水文統計に関する基礎知識を教えていただいた上、統計ソフト R を紹介していただいたほか、地域頻度解析の重要性・詳細を教えていただいた。さらに、気象研究所の藤部文昭室長、仲江川敏之主任研究官には身近なところでいつも適切なアドバイスをいただいた。

さらに、21 世紀気候変動予測革新プログラム「超高解像度大気モデルによる将来の極端現象の変化予測に関する研究」では京都大学防災研究所の中北英一教授をはじめ、多くの研究者から貴重なアドバイスや最新の知見等をいただくことができ、そのことによって、常に水文分野への関心を持つことができている。

直接・間接問わず、さまざまな交流を通して貴重な知見、助言を与えていただいた方に、ここに厚く御礼申し上げる。

なお、本研究の計算では、Hoskingにより提供されているサブルーチンを一部使用した (<http://lib.stat.cmu.edu/general/lmoments>)。

Appendix A パラメトリック手法で用いられる極値分布形¹³

A.1 Gumbel分布

位置パラメータを c ，スケールパラメータを a としたとき， x の分布範囲は $-\infty < x < \infty$ である．

(1) 確率密度

$$f(x) = \frac{1}{a} \exp \left\{ -\frac{x-c}{a} - \exp \left(-\frac{x-c}{a} \right) \right\} \quad (\text{A.1})$$

(2) 非超過確率

$$F(x) = \exp \left\{ -\exp \left(-\frac{x-c}{a} \right) \right\} \quad (\text{A.2})$$

(3) 再現期間

$$T = \frac{1}{1 - F(x)} \quad (\text{A.3})$$

(4) 確率降水量

$$x = c - a \ln \left[-\ln \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right] \quad (\text{A.4})$$

(5) パラメータ算出

① 積率法

年最大値のデータセットの平均値 μ と標準偏差 σ を用い，以下の式を解くことによりパラメータを求める．

¹³ 宝・高棹（1988），星（1998），小林（2006）を参照．

$$\mu = c + 0.5772a \quad (\text{A.5})$$

$$\sigma = \frac{\pi a}{\sqrt{6}} \quad (\pi : \text{円周率}) \quad (\text{A.6})$$

②L-moment法

(A.5) 式で与えられる1次のsample L -momentの値 l_1 , 2次のsample L -momentの値 l_2 を用いて,

$$a = \frac{l_2}{\ln 2} \quad (\text{A.7})$$

$$c = l_1 - 0.5772a \quad (\text{A.8})$$

(6) 適合度の評価に使用する標準変量の式

$$s_i = \frac{x_i - c}{a} \quad (\text{A.9})$$

$$s_i^* = -\ln \left[-\ln \left(\frac{i - 0.4}{n + 0.2} \right) \right] \quad (\text{A.10})$$

A.2 一般化極値分布（GEV分布）

位置パラメータを c , スケールパラメータを a , 形状パラメータを κ としたとき, x の分布範囲は以下のとおりである. $\kappa = 0$ のときはGumbel分布と同じになる.

$$\begin{cases} -\infty < x \leq c + \frac{a}{\kappa} & (\kappa > 0) \\ -\infty < x < \infty & (\kappa = 0) \\ c + \frac{a}{\kappa} \leq x < \infty & (\kappa < 0) \end{cases} \quad (\text{A.11})$$

(1) 確率密度

$$f(x) = \frac{1}{a} \exp\{-(1-\kappa)y - \exp(-y)\}$$

$$y = \begin{cases} -\frac{1}{\kappa} \ln\left\{1 - \frac{\kappa(x-c)}{a}\right\} & (\kappa \neq 0) \\ \frac{x-c}{a} & (\kappa = 0) \end{cases} \quad (\text{A.12})$$

(2) 非超過確率

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left[-\left\{1 - \frac{\kappa(x-c)}{a}\right\}^{1/\kappa}\right] & (\kappa \neq 0) \\ \exp\left\{-\exp\left(-\frac{x-c}{a}\right)\right\} & (\kappa = 0) \end{cases} \quad (\text{A.13})$$

(3) 再現期間

$$T = \frac{1}{1-F(x)} \quad (\text{A.14})$$

(4) 確率降水量

$$x = \begin{cases} c + \frac{a}{\kappa} \left[1 - \left\{-\ln\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right\}^\kappa\right] & (\kappa \neq 0) \\ c - \ln\left\{-\ln\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right\} & (\kappa = 0) \end{cases} \quad (\text{A.15})$$

(5) パラメータ算出

(A.5) 式で与えられる1次の*L*-momentの値 l_1 , 2次の*L*-momentの値 l_2 , 3次の*L*-momentの値 l_3 を用いて,

$$d = \frac{2}{3+t_3} - \frac{\ln 2}{\ln 3} \quad (\text{A.16})$$

$$\kappa = 7.89590d + 2.9554d^2 \quad (\text{A.17})$$

$$a = \frac{l_2 \kappa}{(1-2^{-\kappa})\Gamma(1+\kappa)} \quad (\text{A.18})$$

$$c = l_1 - \frac{a}{\kappa} \{1 - \Gamma(1 + \kappa)\} \quad (\text{A.19})$$

Γ はガンマ関数 $\Gamma(x) = \int_0^\infty t^{x-1} \exp(-t) dt$ であるが、値は近似式でもとめることができる。

(6) 適合度の評価に使用する標準変量の式

$$s_i = -\frac{1}{\kappa} \ln \left\{ 1 - \frac{\kappa(x_i - c)}{a} \right\} \quad (\text{A.20})$$

$$s_i^* = -\ln \left\{ -\ln \left(\frac{i - 0.4}{n + 0.2} \right) \right\} \quad (\text{A.21})$$

A.3 平方根指数型最大値分布 (SQRT-ET)

(1) 確率密度

$$f(x) = \frac{ab}{2} \exp \left\{ -\sqrt{bx} - a(1 + \sqrt{bx}) \exp(-\sqrt{bx}) \right\} \quad (\text{A.22})$$

(2) 非超過確率

$$F(x) = \exp \left\{ -a(1 + \sqrt{bx}) \exp(-\sqrt{bx}) \right\} \quad (\text{A.23})$$

(3) 再現期間

$$T = \frac{1}{1 - F(x)} \quad (\text{A.24})$$

(4) 確率降水量

以下の式を数値的に解いて求める。

$$x = \frac{t_p^2}{b} \quad (\text{A.25})$$

$$\ln(1+t_p)-t_p = \ln\left[-\frac{1}{a}\ln\left(1-\frac{1}{T}\right)\right] \quad (\text{A.26})$$

(5) パラメータ算出

パラメータは a , b の二つであり, 値の決定は最尤法を使う. 対数尤度関数 L を導入し, これが最大となるようなパラメータを決定する.

$$L = \sum_{j=1}^N \ln f(x_j) \quad (\text{A.27})$$

(A.22) 式より,

$$\begin{aligned} L = N \ln a + N \ln b - N \ln 2 - \sum_{j=1}^N \sqrt{bx_j} \\ - a \sum_{j=1}^N \left\{ \exp(-\sqrt{bx_j}) \right\} + a \sum_{j=1}^N \left\{ \sqrt{bx_j} \exp(-\sqrt{bx_j}) \right\} \end{aligned} \quad (\text{A.28})$$

となり, 対数尤度関数 L を b で偏微分すると 0 となることから,

$$\frac{\partial L}{\partial b} = \frac{N}{b} - \frac{1}{2\sqrt{b}} \sum_{j=1}^N \sqrt{x_j} + \frac{a}{2} \sum_{j=1}^N \left\{ x_j \exp(-\sqrt{bx_j}) \right\} = 0 \quad (\text{A.29})$$

となる. これを a について解くと, 以下の式が求まる.

$$a = \frac{\left(\sum_{j=1}^N \sqrt{bx_j} \right) - 2N}{\sum_{j=1}^N \left\{ bx_j \exp(-\sqrt{bx_j}) \right\}} \quad (\text{A.30})$$

この式 (A.30) を式 (A.28) に代入すると, L は b だけの関数となり, L が最大となるような b の値を数値的に求めればよい (b の値を連続的に変化させたときの L を計算し, すべての結果のうち L が最大となるときの b を求める). b が決まれば a は式 (A.30) によって決まる.

(6) 適合度の評価に使用する標準変量の式

$$s_i = \sqrt{bx_i} - \ln(1 + \sqrt{bx_i}) - \ln(a) \quad (\text{A.31})$$

$$s_i^* = -\ln \left\{ -\ln \left(\frac{i-0.4}{n+0.2} \right) \right\} \quad (\text{A.32})$$

A.4 対数ピアソンⅢ型分布 (LP3分布)

パラメータ a , b , c に対して, x の分布範囲は以下のとおりである.

$$\begin{cases} \exp(c) < x < \infty & (a > 0) \\ 0 < x < \exp(c) & (a < 0) \end{cases} \quad (\text{A.33})$$

(1) 確率密度

$$f(x) = \frac{1}{|a|\Gamma(b)x} \left(\frac{\ln x - c}{a} \right)^{b-1} \exp\left(-\frac{\ln x - c}{a}\right) \quad (\text{A.34})$$

(2) 非超過確率

$$F(x) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(b)} \int_0^w t^{b-1} \exp(-t) dt & (a > 0) \\ 1 - \frac{1}{\Gamma(b)} \int_0^w t^{b-1} \exp(-t) dt & (a < 0) \end{cases} \quad (\text{A.35})$$

ここで, $w = \frac{\ln(x) - c}{a}$ である.

対数ピアソンⅢ型分布は他の分布形と異なり, 確率降水量はパラメータを決めなくても, 年最大値のデータセットから以下の式 (A.40) ~ (A.42) で与えられる平均 μ , 標準偏差 σ , 歪み係数 γ だけを計算し, 式 (A.43) ~ (A.45) を用いて求めることができる.

(3) 再現期間

以下の確率降水量を求める式 (A.36) ~ (A.39) を用いて数値的に求めることができる (再現期間 T の値を連続的に変化させたときの x を計算し, その値が対象としている確率降水量に等しくなるときの T を求める).

(4) 確率降水量

$T \leq 2$ のとき,

$$y = -\ln\left\{2\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right\} \quad z_p = -\sqrt{\frac{y^2 \{(4y+100)y+205\}}{\{(2y+56)y+192\}y+131}} \quad (\text{A.36})$$

$T > 2$ のとき,

$$y = -\ln\left\{2\left(\frac{1}{T}\right)\right\} \quad z_p = -\sqrt{\frac{y^2\{(4y+100)y+205\}}{\{(2y+56)y+192\}y+131}} \quad (\text{A.37})$$

$$K_p = \frac{2}{\gamma} \left(1 + \frac{\gamma z_p}{6} - \frac{\gamma^2}{36}\right) - \frac{2}{\gamma} \quad (\text{Wilson-Hilferty変換}) \quad (\text{A.38})$$

$$x = \exp(\mu + \sigma K_p) \quad (\text{A.39})$$

(5) パラメータ算出

積率法により求める．歪み係数 γ には，データ数に応じた偏り補正が必要である．

$$\mu = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \ln(x_j) \quad (\text{A.40})$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^N (\ln x_j - \mu)^2} \quad (\text{A.41})$$

$$\gamma = \frac{\sqrt{N(N-1)}}{N-2} \left(1 + \frac{8.5}{N}\right) \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \left\{ \frac{(\ln x_j - \mu)^3}{\sigma^3} \right\} \quad (\text{偏り補正}) \quad (\text{A.42})$$

これらの結果から，

$$b = \left(\frac{2}{\gamma}\right)^2 \quad (\text{A.43})$$

$$a = \begin{cases} \sqrt{\frac{\sigma^2}{b}} & (\gamma \geq 0) \\ -\sqrt{\frac{\sigma^2}{b}} & (\gamma < 0) \end{cases} \quad (\text{A.44})$$

$$c = \mu - ab \quad (\text{A.45})$$

(6) 適合度の評価に使用する標準変量の式

$$s_i = \frac{\ln(x_i) - c}{a} \quad (\text{A.46})$$

$i \leq 0.5N + 0.5$ のとき，

$$y = -\ln\left[2\left(\frac{i-0.4}{n+0.2}\right)\right] \quad z_p = -\sqrt{\frac{y^2[(4y+100)y+205]}{[(2y+56)y+192]y+131}} \quad (\text{A.47})$$

$i > 0.5N + 0.5$ のとき,

$$y = -\ln \left[2 \left(\frac{i - 0.4}{n + 0.2} \right) \right] \quad z_p = -\sqrt{\frac{y^2 [(4y + 100)y + 205]}{[(2y + 56)y + 192]y + 131}} \quad (\text{A.48})$$

$$K_p = \frac{2}{\gamma} \left(1 + \frac{\gamma z_p}{6} - \frac{\gamma^2}{36} \right) - \frac{2}{\gamma} \quad (\text{A.49})$$

$$s_i^* = \frac{K_p \sigma + \mu - c}{a} \quad (\text{A.50})$$

A.5 対数正規分布 (LN3分布)

対数正規分布にはいくつかの形式があるが、最も適用性の広い実用形式とされているものを示す。まず標準変量 ξ を以下のように定義する。

$$\xi = a \log_{10} \frac{x + b}{x_0 + b} \quad (-b < x < \infty) \quad (\text{A.51})$$

(1) 確率密度

$$f(x) = -\frac{\xi}{\sqrt{\pi}} \exp \left(-\frac{1}{2} \xi^2 \right) \quad (\text{A.52})$$

(2) 非超過確率

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\xi} \exp \left(-\frac{1}{2} \xi^2 \right) d\xi \quad (\text{A.53})$$

(3) 再現期間

以下の式 (A.54) ～ (A.57) を数値的に解くことにより求めることができる。

(4) 確率降水量

$T \leq 2$ のとき,

$$y = -\ln\left\{2\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right\} \quad z_p = -\sqrt{\frac{y^2\{(4y+100)y+205\}}{\{(2y+56)y+192\}y+131}} \quad (\text{A.54})$$

$T > 2$ のとき,

$$y = -\ln\left\{2\left(\frac{1}{T}\right)\right\} \quad z_p = -\sqrt{\frac{y^2\{(4y+100)y+205\}}{\{(2y+56)y+192\}y+131}} \quad (\text{A.55})$$

$$x = 10^w - b \quad (\text{A.56})$$

$$w = \log_{10}(x_0 + b) + \frac{1}{a} z_p \quad (\text{A.57})$$

(5) パラメータ算出

いくつかの方法があるが、極値部分での推定精度が良いと言われている岩井法は、順序統計学の理論を用いてパラメータを推定する方法である。

まず、 x_0 の第一近似値として、 x_i の幾何平均値 x_g を以下のように定義する。

$$\log_{10} x_g = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log_{10} x_i \quad (\text{A.58})$$

次に、年最大値の順序統計量を x_1, x_2, \dots, x_N としたとき、 i 番目に大きい値 x_i と i 番

目に小さい値 x_{N-i+1} の標準変量 ξ_i , ξ_{N-i+1} はそれぞれ,

$$\begin{aligned} \xi_i &= a \log_{10} \frac{x_i + b}{x_0 + b} \\ \xi_{N-i+1} &= a \log_{10} \frac{x_{N-i+1} + b}{x_0 + b} \end{aligned} \quad (\text{A.59})$$

と定義される。この標準変量に対応する非超過確率 P_i , P_{N-i+1} はそれぞれ、プロットイングポジション公式 (2.5) より,

$$\begin{aligned} P_i &= \frac{i - \alpha}{N + 1 - 2\alpha} \\ P_{N-i+1} &= \frac{N - i + 1 - \alpha}{N + 1 - 2\alpha} \end{aligned} \quad (\text{A.60})$$

と表される。このとき,

$$\begin{aligned} P_i + P_{N-i+1} &= 1 \\ \xi_i + \xi_{N-i+1} &= 0 \end{aligned} \quad (\text{A.61})$$

となることから,

$$a \log_{10} \frac{x_i + b}{x_g + b} + a \log_{10} \frac{x_{N-i+1} + b}{x_g + b} = 0 \quad (\text{A.62})$$

すなわち, b に関する方程式が得られる.

この解 b_i は,

$$b_i = \frac{x_l x_s - x_g^2}{2x_g - (x_l + x_s)} \quad (\text{A.63})$$

となる. よって, 以下に定義される m 個 ($m = N/10$, 整数) の b_i の平均値を b の推定値とすると,

$$b = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{x_l x_s - x_g^2}{2x_g - (x_l + x_s)} \right) \quad (\text{A.64})$$

となり, 得られた b を使い, x_0 と a は以下の式から求める.

$$x_0 = 10^w - b$$

$$w = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log_{10}(x_i + b) \quad (\text{A.65})$$

$$a = \frac{1}{\sqrt{\frac{2}{N-1} \sum_{i=1}^N \left(\log_{10} \frac{x_i + b}{x_0 + b} \right)^2}} \quad (\text{A.66})$$

(6) 適合度の評価に使用する標準変量の式

$$s_i = a \log_{10} \left(\frac{x_i + b}{x_0 + b} \right) \quad (\text{A.67})$$

$$s_i^* = \frac{1}{\sqrt{2}} z_p \quad (\text{A.68})$$

Appendix B 地域頻度解析で用いられる極値分布形¹⁴

B.1 一般化極値分布 (GEV)

(1) 分布関数

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\{-(1-k)y - \exp(-y)\}$$
$$y = \begin{cases} \frac{1}{k} \log \left\{ 1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right\} & (k \neq 0) \\ \frac{x-\xi}{\alpha} & (k = 0) \end{cases} \quad (\text{B.1})$$

$$F(x) = \exp\{-\exp(-y)\} \quad (\text{B.2})$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \frac{\alpha}{k} \{1 - (-\log F)^k\} & (k \neq 0) \\ \xi - \alpha \log(-\log F) & (k = 0) \end{cases} \quad (\text{B.3})$$

ここで、 ξ : 位置パラメータ、 α : スケールパラメータ、 k : 歪みパラメータであり、 x の範囲は、以下のとおりである。

$$\begin{cases} -\infty < x \leq \xi + \frac{\alpha}{k} & (k > 0) \\ -\infty < x < \infty & (k = 0) \\ \xi + \frac{\alpha}{k} \leq x < \infty & (k < 0) \end{cases}$$

$k = 0$ のときはGumbel分布になる。また $k = 1$ のとき、 $1 - F(-x)$ が指数分布の分布関数となる。

(2) L -moments

L -momentsは $k > -1$ のときに定義される。

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha}{k} \{1 - \Gamma(1+k)\} \quad (\text{B.4})$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{k} (1 - 2^{-k}) \Gamma(1+k) \quad (\text{B.5})$$

¹⁴ Hosking and Wallis (1997), 外山・水野 (2002) を参照。

$$\tau_3 = \frac{2(1-3^{-k})}{(1-2^{-k})} - 3 \quad (\text{B.6})$$

$$\tau_4 = \frac{5(1-4^{-k}) - 10(1-3^{-k}) + 6(1-2^{-k})}{(1-2^{-k})} \quad (\text{B.7})$$

ここで、 Γ はガンマ関数で、

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt \quad (\text{B.8})$$

で定義される.

(3) パラメータの計算

k は近似式を用いて以下のように求められる.

$$k \approx 7.8950c + 2.9554c^2$$

$$c = \frac{2}{3 + \tau_3} - \frac{\ln 2}{\ln 3} \quad (\text{B.9})$$

また、他のパラメータは以下の式で求められる.

$$\alpha = \frac{\lambda_2 k}{(1-2^{-k})\Gamma(1+k)} \quad (\text{B.10})$$

$$\xi = \lambda_1 - \frac{a}{k} \{1 - \Gamma(1+k)\} \quad (\text{B.11})$$

B.2 ピアソンⅢ型分布 (PE3)

(1) 分布関数

積率法の平均値, 標準偏差, 歪み係数をそれぞれ μ , σ , γ とし, $\gamma \neq 0$ のとき,

$$\alpha = \frac{4}{\gamma^2}, \quad \beta = \frac{1}{2} \sigma |\gamma|, \quad \xi = \mu - \frac{2\sigma}{\gamma}$$

とする.

$\gamma > 0$ のとき, x の範囲は $\xi \leq x < \infty$ で,

$$f(x) = \frac{(x - \xi)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x - \xi}{\beta}\right)}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \quad (\text{B.12})$$

$$F(x) = \frac{G\left(\alpha, \frac{x-\xi}{\beta}\right)}{\Gamma(\alpha)} \quad (\text{B.13})$$

$\gamma < 0$ のとき, x の範囲は $-\infty < x \leq \xi$ で,

$$f(x) = \frac{(\xi - x)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\xi - x}{\beta}\right)}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \quad (\text{B.14})$$

$$F(x) = 1 - \frac{G\left(\alpha, \frac{\xi - x}{\beta}\right)}{\Gamma(\alpha)} \quad (\text{B.15})$$

ここで, G は不完全ガンマ関数

$$G(\alpha, x) = \int_0^x t^{\alpha-1} e^{-t} dt \quad (\text{B.16})$$

である.

$\gamma = 2$ のときに指数分布となり, $\gamma = -2$ のときに $1 - F(-x)$ が指数分布の分布関数と

なる. また, $\gamma = 0$ のとき正規分布となる.

$x(F)$ の解析的な形は無く, 不完全ガンマ関数 (B.16) の近似式から求められる.

(2) L -moments

$$\lambda_1 = \xi + \alpha\beta \quad (\text{B.17})$$

$$\lambda_2 = \frac{\pi^{-1/2} \beta \Gamma\left(\alpha + \frac{1}{2}\right)}{\Gamma(\alpha)} \quad (\text{B.18})$$

$$\tau_3 = 6I_{1/3}(\alpha, 2\alpha) - 3 \quad (\text{B.19})$$

ここで,

$$I_x(p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} \int_0^x t^{p-1} (1-t)^{q-1} dt \quad (\text{B.20})$$

である.

τ_3 , τ_4 は近似式によって求められる.

$\alpha \geq 1$ のとき,

$$\tau_3 \approx \alpha^{-1/2} \frac{A_0 + A_1 \alpha^{-1} + A_2 \alpha^{-2} + A_3 \alpha^{-3}}{1 + B_1 \alpha^{-1} + B_2 \alpha^{-2}} \quad (\text{B.21})$$

$$\tau_4 \approx \frac{C_0 + C_1 \alpha^{-1} + C_2 \alpha^{-2} + C_3 \alpha^{-3}}{1 + D_1 \alpha^{-1} + D_2 \alpha^{-2}} \quad (\text{B.22})$$

$\alpha < 1$ のとき,

$$\tau_3 \approx \frac{1 + E_1 \alpha + E_2 \alpha^2 + E_3 \alpha^3}{1 + F_1 \alpha + F_2 \alpha^2 + F_3 \alpha^3} \quad (\text{B.23})$$

$$\tau_4 \approx \frac{1 + G_1 \alpha + G_2 \alpha^2 + G_3 \alpha^3}{1 + H_1 \alpha + H_2 \alpha^2 + H_3 \alpha^3} \quad (\text{B.24})$$

表B.1 式 (B.21) ~ (B.24) の近似式の係数

$A_0 = 3.2573501 \times 10^{-1}$	$A_1 = 1.6869150 \times 10^{-1}$	$A_2 = 7.8327243 \times 10^{-2}$	$A_3 = -2.9120539 \times 10^{-3}$
	$B_1 = 4.6697102 \times 10^{-1}$	$B_2 = 2.4255406 \times 10^{-1}$	
$C_0 = 1.2260172 \times 10^{-1}$	$C_1 = 5.3730130 \times 10^{-2}$	$C_2 = 4.3384378 \times 10^{-2}$	$C_3 = 1.1101277 \times 10^{-2}$
	$D_1 = 1.8324466 \times 10^{-1}$	$D_2 = 2.0166036 \times 10^{-1}$	
	$E_1 = 2.3807576$	$E_2 = 1.5931792$	$E_3 = 1.1618371 \times 10^{-1}$
	$F_1 = 5.1533299$	$F_2 = 7.1425260$	$F_3 = 1.9745056$
	$G_1 = 2.1235833$	$G_2 = 4.1670213$	$G_3 = 3.1925299$
	$H_1 = 9.0551443$	$H_2 = 2.6649995 \times 10^1$	$H_3 = 2.6193668 \times 10^1$

(3) パラメータの計算

パラメータは α の近似式によって求められる.

$0 < |\tau_3| < \frac{1}{3}$ のとき, $z = 3\pi\tau_3^2$ として,

$$\alpha \approx \frac{1+0.2906z}{z+0.1882z^2+0.442z^3} \quad (\text{B.25})$$

$\frac{1}{3} \leq |\tau_3| < 1$ のとき, $z = 1 - |\tau_3|$ として,

$$\alpha \approx \frac{0.36067z - 0.59567z^2 + 0.25361z^3}{1 - 2.78861z + 2.56096z^2 - 0.77045z^3} \quad (\text{B.26})$$

パラメータは以下の式より得られる.

$$\begin{aligned} \gamma &= 2\alpha^{-1/2} \text{sign}(\tau_3) \\ \sigma &= \lambda_2 \pi^{1/2} \alpha^{1/2} \Gamma(\alpha) / \Gamma\left(\alpha + \frac{1}{2}\right) \\ \mu &= \lambda_1 \end{aligned} \quad (\text{B.27})$$

B.3 一般化ロジスティック分布 (GLO)

(1) 分布関数

$$\begin{aligned} f(x) &= \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-k)y}}{(1+e^{-y})^2} \\ y &= \begin{cases} -\frac{1}{k} \log \left\{ 1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right\} & (k \neq 0) \\ \frac{x-\xi}{\alpha} & (k = 0) \end{cases} \end{aligned} \quad (\text{B.28})$$

$$F(x) = \frac{1}{1+e^{-y}} \quad (\text{B.29})$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \frac{\alpha}{k} \left(1 - \frac{1-F}{F^k} \right) & (k \neq 0) \\ \xi - \alpha \log \left(\frac{1-F}{F} \right) & (k = 0) \end{cases} \quad (\text{B.30})$$

ここで, ξ : 位置パラメータ, α : スケールパラメータ, k : 歪みパラメータであり, x の範囲は, 以下のとおりである.

$$\begin{cases} -\infty < x \leq \xi + \frac{\alpha}{k} & (k > 0) \\ -\infty < x < \infty & (k = 0) \\ \xi + \frac{\alpha}{k} \leq x < \infty & (k < 0) \end{cases}$$

なお, $k = 0$ のときがロジスティック分布である.

(2) L -moments

L -momentsは $-1 < k < 1$ のときに定義される.

$$\lambda_1 = \xi + \alpha \left(\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\sin k\pi} \right) \quad (\text{B.31})$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha k \pi}{\sin k\pi} \quad (\text{B.32})$$

$$\tau_3 = -k \quad (\text{B.33})$$

$$\tau_4 = \frac{1+5k^2}{6} \quad (\text{B.34})$$

(3) パラメータの計算

パラメータは以下の式によって得られる.

$$k = -\tau_3 \quad (\text{B.35})$$

$$\alpha = \frac{\lambda_2 \sin k\pi}{k\pi} \quad (\text{B.36})$$

$$\xi = \lambda_1 - \alpha \left(\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\sin k\pi} \right) \quad (\text{B.37})$$

B.4 3母数対数正規分布 (LN3)

(1) 分布関数

$$f(x) = \frac{e^{ky-y^2/2}}{\alpha\sqrt{2\pi}} \quad (\text{B.38})$$
$$y = \begin{cases} -\frac{1}{k} \log \left\{ 1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right\} & (k \neq 0) \\ \frac{x-\xi}{\alpha} & (k = 0) \end{cases}$$

$$F(x) = \Phi(y) \quad (\text{B.39})$$

Φ は正規分布の分布関数で以下の式で表される.

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(t) dt$$

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2\right) \quad (\text{B.40})$$

また， x の範囲は，以下のとおりである．

$$\begin{cases} -\infty < x \leq \xi + \frac{\alpha}{k} & (k > 0) \\ -\infty < x < \infty & (k = 0) \\ \xi + \frac{\alpha}{k} \leq x < \infty & (k < 0) \end{cases}$$

$x(F)$ の解析的な形はない．

(2) L -moments

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha}{k} (1 - e^{k^2/2}) \quad (\text{B.41})$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{k} e^{k^2/2} \left\{ 1 - 2\Phi\left(\frac{-k}{\sqrt{2}}\right) \right\} \quad (\text{B.42})$$

τ_3 ， τ_4 は近似式によって求められる．

$$\tau_3 \approx -k \frac{A_0 + A_1 k^2 + A_2 k^4 + A_3 k^6}{B_0 + B_1 k^2 + B_2 k^4 + B_3 k^6} \quad (\text{B.43})$$

$$\tau_4 \approx \tau_4^0 + k^2 \frac{C_0 + C_1 k^2 + C_2 k^4 + C_3 k^6}{1 + D_1 k^2 + D_2 k^4 + D_3 k^6} \quad (\text{B.44})$$

(3) パラメータの計算

k は以下の近似式によって得られる．

$$k \approx -\tau_3 \frac{E_0 + E_1 \tau_3^2 + E_2 \tau_3^4 + E_3 \tau_3^6}{1 + F_1 \tau_3^2 + F_2 \tau_3^4 + F_3 \tau_3^6} \quad (\text{B.45})$$

表B.2 式 (B.43) ～ (B.45) 式の近似式の係数

$\tau_0 = 1.2260172 \times 10^{-1}$			
$A_0 = 4.8860251 \times 10^{-1}$	$A_1 = 4.4493076 \times 10^{-3}$	$A_2 = 8.8027039 \times 10^{-4}$	$A_3 = 1.1507084 \times 10^{-6}$
	$B_1 = 6.4662924 \times 10^{-2}$	$B_2 = 3.3090406 \times 10^{-3}$	$B_3 = 7.4290680 \times 10^{-5}$
$C_0 = 1.8756590 \times 10^{-1}$	$C_1 = -2.5352147 \times 10^{-3}$	$C_2 = 2.6995102 \times 10^{-4}$	$C_3 = -1.8446680 \times 10^{-6}$
	$D_1 = 8.2325617 \times 10^{-2}$	$D_2 = 4.2681448 \times 10^{-3}$	$D_3 = 1.1653690 \times 10^{-4}$
$E_0 = 2.0466534$	$E_1 = -3.6544371$	$E_2 = 1.8396733$	$E_3 = -0.20360244$
	$F_1 = -2.0182173$	$F_2 = 1.2420401$	$F_3 = -0.21741801$

他のパラメータは以下の式によって求められる.

$$\alpha = \frac{\lambda_2 k e^{-k^2/2}}{1 - 2\Phi(-k/\sqrt{2})} \quad (\text{B.46})$$

$$\xi = \lambda_1 - \frac{\alpha}{k} (1 - e^{k^2/2}) \quad (\text{B.47})$$

B.5 一般化パレート分布 (GPA)

(1) 分布関数

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\{-(1-k)y\}$$

$$y = \begin{cases} \frac{1}{k} \log \left\{ 1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right\} & (k \neq 0) \\ \frac{x-\xi}{\alpha} & (k = 0) \end{cases} \quad (\text{B.48})$$

$$F(x) = 1 - \exp(-y) \quad (\text{B.49})$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \frac{\alpha}{k} \{1 - (1-F)^k\} & (k \neq 0) \\ \xi - \alpha \log(1-F) & (k = 0) \end{cases} \quad (\text{B.50})$$

ここで, ξ : 位置パラメータ, α : スケールパラメータ, k : 歪みパラメータであ

り， x の範囲は以下のとおりである．

$$\begin{cases} \xi \leq x \leq \xi + \frac{\alpha}{k} & (k > 0) \\ \xi \leq x < \infty & (k \leq 0) \end{cases}$$

$k = 0$ のとき指数分布になる． また， $k = 1$ のとき $\xi \leq x \leq \xi + \frac{\alpha}{k}$ の一様分布となる．

(2) L -moments

L -momentsは $k > -1$ のときに定義される．

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha}{1+k} \quad (\text{B.51})$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{(1+k)(2+k)} \quad (\text{B.52})$$

$$\tau_3 = \frac{1-k}{3+k} \quad (\text{B.53})$$

$$\tau_4 = \frac{(1-k)(2-k)}{(3+k)(4+k)} \quad (\text{B.54})$$

なお， τ_3 と τ_4 には以下の関係が成り立つ．

$$\tau_4 = \frac{\tau_3(1+5\tau_3)}{5+\tau_3} \quad (\text{B.55})$$

(3) パラメータの計算

ξ が既知ならば，

$$\begin{aligned} k &= \frac{\lambda_1 - \xi}{\lambda_2} - 2 \\ \alpha &= (1+k)(\lambda_1 - \xi) \end{aligned} \quad (\text{B.56})$$

となり， ξ が未知ならば，

$$\begin{aligned} k &= \frac{1-3\tau_3}{1+\tau_3} \\ \alpha &= (1+k)(2+k)\lambda_2 \\ \xi &= \lambda_1 - (2+k)\lambda_2 \end{aligned} \quad (\text{B.57})$$

で求められる．

B.6 kappa分布

(1) 分布関数

$$f(x) = \frac{1}{\alpha} \left\{ 1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right\}^{1/k-1} \{F(x)\}^{1-h} \quad (\text{B.58})$$

$$F(x) = \left[1 - h \left\{ 1 - \frac{k(x-\xi)}{\alpha} \right\}^{1/k} \right]^{1/h} \quad (\text{B.59})$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left\{ 1 - \left(\frac{1-F^h}{h} \right)^k \right\} \quad (\text{B.60})$$

ここで、パラメータは ξ : 位置パラメータ, α : スケールパラメータ, h , k の四つであり, x の上限値は

$$\begin{cases} \xi + \frac{\alpha}{k} & (k > 0) \\ \infty & (k \leq 0) \end{cases}$$

であり, 下限値は

$$\begin{cases} \xi + \frac{\alpha(1-h^{-k})}{k} & (h > 0) \\ \xi + \frac{\alpha}{k} & (h \leq 0 \text{ かつ } k < 0) \\ -\infty & (h \leq 0 \text{ かつ } k \geq 0) \end{cases}$$

である. $h = -1$ のとき GLO 分布, $h = 0$ のとき GEV 分布, $h = 1$ のとき GPA 分布となる.

(2) L -moments

L -moments は $h \geq 0$ かつ $k > -1$, または $h < 0$ かつ $-1 < k < -\frac{1}{h}$ のときに定義される.

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha}{k} (1 - g_1) \quad (\text{B.61})$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{k} (g_1 - g_2) \quad (\text{B.62})$$

$$\tau_3 = \frac{-g_1 + 3g_2 - 2g_3}{g_1 - g_2} \quad (\text{B.63})$$

$$\tau_4 = -\frac{-g_1 + 6g_2 - 10g_3 + 5g_4}{g_1 - g_2} \quad (\text{B.64})$$

ここで、 g_r は以下のように表される。

$$g_r = \begin{cases} \frac{r\Gamma(1+k)\Gamma(r/h)}{h^{1+k}\Gamma(1+k+r/h)} & (h > 0) \\ \frac{r\Gamma(1+k)\Gamma(-k-r/h)}{(-h)^{1+k}\Gamma(1-r/h)} & (h < 0) \end{cases} \quad (\text{B.65})$$

(3) パラメータの計算

式 (B.61) ～ (B.65) を用いて求められる。 h 、 k については Newton Raphson 反復法を用いて求める。

B.7 Wakeby分布

(1) 分布関数

$f(x)$ 、 $F(x)$ の解析的な形はない。 $x(F)$ は ξ ：位置パラメータ、 α 、 β 、 γ 、 δ の五つのパラメータを用いて以下のように表される。

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{\beta} \left\{ 1 - (1-F)^\beta \right\} - \frac{\gamma}{\delta} \left\{ 1 - (1-F)^{-\delta} \right\} \quad (\text{B.66})$$

x の範囲は

$$\begin{cases} \xi \leq x < \infty & (\delta \geq 0 \text{ かつ } \gamma > 0) \\ \xi \leq x < \xi + \frac{\alpha}{\beta} - \frac{\gamma}{\delta} & (\delta < 0 \text{ または } \gamma = 0) \end{cases}$$

である。

$\alpha = 0$ かつ $\gamma = 0$ のとき GPA 分布になる。各パラメータは次の条件を満たす。

$$\textcircled{1} \beta + \delta > 0 \text{ もしくは } \beta = \gamma = \delta$$

$$\textcircled{2} \alpha = 0 \text{ ならば } \beta = 0$$

$$\textcircled{3} \gamma = 0 \text{ ならば } \delta = 0$$

$$\textcircled{4} \gamma \geq 0$$

$$\textcircled{5} \alpha + \gamma \geq 0$$

(2) L -moments

L -momentsは $\delta < 1$ のときに定義される.

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha}{1+\beta} + \frac{\gamma}{1-\delta} \quad (\text{B.67})$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{(1+\beta)(2+\beta)} + \frac{\gamma}{(1-\delta)(2-\delta)} \quad (\text{B.68})$$

$$\lambda_3 = \frac{\alpha(1-\beta)}{(1+\beta)(2+\beta)(3+\beta)} + \frac{\gamma(1+\delta)}{(1-\delta)(2-\delta)(3-\delta)} \quad (\text{B.69})$$

$$\lambda_4 = \frac{\alpha(1-\beta)(2-\beta)}{(1+\beta)(2+\beta)(3+\beta)(4+\beta)} + \frac{\gamma(1+\delta)(2+\delta)}{(1-\delta)(2-\delta)(3-\delta)(4-\delta)} \quad (\text{B.70})$$

τ_r を簡潔に表現することはできない.

(3) パラメータの計算

ξ が未知のとき,

$$\begin{aligned} N_1 &= 3\lambda_2 - 25\lambda_3 + 32\lambda_4, \\ C_1 &= 7\lambda_2 - 85\lambda_3 + 203\lambda_4 - 125\lambda_5, \\ N_2 &= -3\lambda_2 + 5\lambda_3 + 8\lambda_4, \\ C_2 &= -7\lambda_2 + 25\lambda_3 + 7\lambda_4 - 25\lambda_5, \\ N_3 &= 3\lambda_2 + 5\lambda_3 + 2\lambda_4, \\ C_3 &= 7\lambda_2 + 5\lambda_3 - 7\lambda_4 - 5\lambda_5 \end{aligned} \quad (\text{B.71})$$

で定義される数を用いて, 以下の方程式を解く.

$$(N_2C_3 - N_3C_2)z^2 + (N_1C_3 - N_3C_1)z + (N_1C_2 - N_2C_1) = 0 \quad (\text{B.72})$$

この式を解いて得られる z の解が β , $-\delta$ になる(大きい値の方を β とする). また,

α , γ , ξ は β , δ を使って表現できる.

$$\alpha = \frac{(1+\beta)(2+\beta)(3+\beta)\{(1+\delta)\lambda_2 - (3-\delta)\lambda_3\}}{4(\beta+\delta)} \quad (\text{B.73})$$

$$\gamma = \frac{-(1-\delta)(2-\delta)(3-\delta)\{(1-\beta)\lambda_2 - (3+\beta)\lambda_3\}}{4(\beta+\delta)} \quad (\text{B.74})$$

$$\xi = \lambda_1 - \frac{\alpha}{1+\beta} - \frac{\gamma}{1-\beta} \quad (\text{B.75})$$

$\xi = 0$ のとき,

$$\begin{aligned} N_1 &= 4\lambda_1 - 11\lambda_2 + 9\lambda_3, \\ C_1 &= 10\lambda_1 - 29\lambda_2 + 35\lambda_3 - 16\lambda_4, \\ N_2 &= -\lambda_2 + 3\lambda_3, \\ C_2 &= -\lambda_2 + 5\lambda_3 - 4\lambda_4, \\ N_3 &= \lambda_2 + \lambda_3, \\ C_3 &= \lambda_2 - \lambda_4 \end{aligned} \quad (\text{B.76})$$

として同様に式 (B.72) を解いて, β , δ を求める.

α , γ は,

$$\alpha = \frac{(1+\beta)(2+\beta)\{\lambda_1 - (2-\delta)\lambda_2\}}{\beta+\delta} \quad (\text{B.77})$$

$$\gamma = \frac{-(1-\delta)(2-\delta)\{\lambda_1 - (2+\beta)\lambda_2\}}{\beta+\delta} \quad (\text{B.78})$$

となる.

参考文献

- Hosking JRM, Wallis JR. 1997. Regional Frequency Analysis: An Approach based on *L*-moments. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 224pp.
- 小林健二 (2006) : 確率降水量と再現期間の推定, 測候時報, **73**, pp.51-72.
- 宝馨・高棹琢馬 (1988) : 水文頻度解析における確率分布モデルの評価基準, 土木学会論文集, No.393/II-9, pp.151-160.
- 外山奈央子・水野量 (2002) : *L*-moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における確率降水量の推定, 気象庁研究時報, **54**, pp.55-100.
- 星清 (1998) : 水文統計解析, 開発土木研究所月報, **540**, pp.31-63.